

# La dynamique des changements de prix à la production : une analyse à partir des relevés de prix à la production

Erwan Gautier\*

Sur la période 1994-2005, les prix à la production dans l'industrie changent en moyenne tous les six mois environ, et ceux des services aux entreprises tous les douze mois. Ce rythme varie d'un secteur à l'autre : les prix de l'énergie durent en moyenne un peu plus de deux mois alors que ceux des biens d'équipement durent un peu moins de huit mois.

Par ailleurs, les changements de prix sont d'ampleur relativement modeste pour l'ensemble des prix à la production. Les baisses comme les hausses sont en moyenne de l'ordre de 4 %. Un peu plus de 40 % des changements de prix sont des baisses, et il n'existe pas d'asymétrie dans la distribution des tailles de changements de prix sauf dans les services aux entreprises. Dans ce dernier secteur, les changements sont moins fréquents, mais plus marqués et davantage orientés à la hausse.

Les déterminants des modifications de prix sont principalement des effets de calendrier (périodes de signature des contrats entre entreprises) et l'évolution générale des prix à la production. Dans une moindre mesure, la position dans le cycle économique du secteur et le coût des matières premières ont aussi une influence. La structure de marché du secteur jouerait enfin un rôle d'amortisseur des chocs : dans les secteurs les plus concentrés, les prix sont moins réactifs aux changements économiques.

L'évolution générale des prix à la production, très variable au cours de la période étudiée, peut être le résultat de l'agrégation de plusieurs comportements microéconomiques : le niveau général des prix augmente (resp. baisse) parce que les entreprises changent plus souvent (resp. moins souvent) leurs prix ou bien sous l'effet de hausses de prix en moyenne plus fortes que par le passé (resp. plus faibles). Il semble que l'évolution générale des prix soit plus déterminée par le rapport entre le nombre de hausses de prix et le nombre de baisses de prix que par l'ampleur de ces hausses ou de ces baisses.

\* Erwan Gautier appartient à la Banque de France, Service de recherche en économie et finance, et au Groupe de Recherche en Économie et Statistique (GRECSTA, UMR CNRS 2773).

Cette étude a été réalisée dans le cadre du « Réseau Persistance de l'Inflation (IPN) » mis en place au sein de l'Eurosystème. L'exploitation des données a été menée sous la responsabilité de l'Insee dans le cadre de la convention Insee-Banque de France (20B-21B-E301/R05019/2005) et nous remercions Lucien Pollina et Eliane Le Rey pour leurs conseils et avis. Nous remercions Sylvie Tarrieu et Laurent Baudry pour leur assistance de recherche. Nous tenons à remercier pour leurs remarques et suggestions, trois rapporteurs anonymes ainsi que Hervé Le Bihan, Patrick Sevestre, Jacques Mairesse, Denis Fougère, Thomas Heckel, Céline Thévenot, mais aussi les participants des séminaires de l'Insee, de la Banque de France, des 23<sup>èmes</sup> Journées de Microéconomie Appliquée, du 55<sup>ème</sup> congrès de l'AFSE. Les idées exposées dans cette étude ne reflètent pas nécessairement l'opinion de la Banque de France, ni celle de l'Insee.

**L**a dynamique microéconomique des changements de prix se situe au cœur des enjeux de l'analyse de la politique monétaire. En effet, le degré de flexibilité des prix est une variable essentielle pour mesurer l'impact de la politique monétaire sur la production. La plupart des modèles macroéconomiques néo-keynésiens supposent qu'il existe des coûts liés au changement de prix appelés coûts de menu (Ball et Mankiw, 1994). Sous cette condition, il est optimal pour l'entreprise de ne changer ses prix que peu fréquemment et de ne pas intégrer immédiatement et complètement aux prix les chocs subis.

Bien que le comportement modélisé dans les modèles macroéconomiques soit celui d'entreprises productives, l'ensemble des travaux microéconomiques récents ont porté sur les prix à la consommation (Bils et Klenow (2004) pour les États-Unis, Dhyne *et al.* (2006) pour la zone euro, Baudry *et al.* (2005) pour la France). Ceci s'explique assez aisément puisque la grande majorité des banques centrales se sont fixé comme objectif de stabiliser l'inflation, mesurée généralement par l'évolution de l'indice des prix à la consommation. Pourtant, il existe d'autres indicateurs d'évolution des prix comme l'indice de prix à la production (cf. encadré 1). Les macroéconomistes ne s'accordent pas sur la nature de l'indice de prix qui devrait être stabilisé. Des travaux macroéconomiques récents ont ainsi montré que dans le cadre d'une politique monétaire optimale, ne pas tenir compte de l'évolution des prix à la production peut conduire à d'importantes pertes en bien-être (Huang et Liu, 2005). Aussi apparaît-il essentiel de mieux appréhender la dynamique des changements de prix à la production.

Cet article se propose, à partir des relevés des prix à la production, de déterminer les principales causes du changement de prix des entreprises. Cette étude est à notre connaissance la première à dégager pour la France des faits stylisés sur les changements de prix des entreprises industrielles et de services aux entreprises (1). Les travaux récents portant sur d'autres pays sont eux-mêmes très rares. Pour les États-Unis, seul Carlton (1986) propose une telle analyse mais elle porte sur des données relevées dans les années soixante et sur un nombre limité de produits. Dans le cadre du réseau de recherche européen, *Inflation Persistence Network* (IPN) (2), des études sur les prix à la production ont été menées dans différents pays de la zone euro (Vermeulen *et al.* (2007) en propose une synthèse). D'autres études effectuées dans

ce réseau à partir de données d'enquête qualitatives ont aussi permis de mieux comprendre les changements de prix de production (Loupias et Ricart (2006) pour la France, Fabiani *et al.* (2006) pour la zone euro).

La base de données utilisée dans cette étude couvre la quasi-totalité des relevés utilisés pour construire les indices de prix à la production industrielle et des services aux entreprises, ce qui permet d'obtenir des indicateurs représentatifs au niveau macroéconomique. Les relevés ont été obtenus auprès de plus de 40 000 entreprises sur une période allant de 1994 à 2005 pour les prix industriels et les prix des services aux entreprises. Au total, la base de données contient plus de trois millions de relevés individuels de prix.

## La mesure et le relevé des prix à la production

**L**a base de données est constituée des relevés de prix de production utilisés par l'Insee pour construire l'indice de prix à la production industrielle et l'indice de prix des services aux entreprises. Le champ de l'indice de prix à la production est très large, il couvre tous les prix des produits fabriqués et vendus sur le marché intérieur français par les entreprises de l'industrie manufacturière, à l'exclusion de la construction mais y compris l'industrie agro-alimentaire (cf. encadré 1).

L'échantillon est constitué des relevés réalisés au cours de la période 1994 – 2005. En termes de pondération de l'indice de prix à la production industrielle, les relevés contenus dans la base étudiée représentent plus de 90 % de l'indice (3). L'enquête auprès des entreprises de services aux entreprises est plus récente, elle a

1. Desplatz (2000) propose une première analyse des distributions de variations de prix individuels à partir des relevés individuels des prix à la production issus de l'enquête Observation des prix de vente industriels et de ceux de l'enquête trimestrielle de conjoncture de l'Insee. Toutefois, l'objectif essentiel de l'étude est l'évaluation de la cohérence des variations de prix des deux enquêtes au cours du temps. La base utilisée contient plus de 300 entreprises dont les prix sont relevés de 1994 à 1996 dans les deux enquêtes.

2. Animé par les Banques Centrales de la zone euro et la BCE, ce réseau avait pour but de mieux comprendre dans quelle mesure les prix étaient rigides dans la zone euro. La présente étude s'inscrit dans ce réseau.

3. Pour des raisons de confidentialité, aucun indice n'est publié pour les secteurs où il existe moins de trois entreprises sur le marché ou bien dans ceux où 85 % de la production est réalisée par une seule entreprise. Les données individuelles ne sont donc pas disponibles.

## L'ENQUÊTE PRIX À LA PRODUCTION

Un exposé plus complet est disponible dans Insee (1999).

### Concepts principaux

L'enquête *Observation des Prix de Vente de l'Industrie et des Services aux entreprises* collecte chaque mois des informations auprès plus de 4 000 entreprises, soit près de 25 000 relevés de prix. Ces relevés sont ensuite utilisés pour construire des indices de prix qui permettent un suivi mensuel des prix à la production sur le marché intérieur et le partage volume/prix dans les comptes nationaux.

Les prix que l'on devrait mesurer pour être conforme à la théorie sont les prix de transaction entre un producteur et un acheteur sur le marché français. Ces prix doivent être relevés une fois les remises déduites, hors taxes (essentiellement TVA (1)), hors cession (hors prix pratiqués par exemple entre une entreprise et sa filiale), départ usine à une date donnée.

La transaction est définie comme la fourniture par un vendeur, à une date donnée, d'une certaine quantité du produit spécifié, à un acheteur qui en a passé la commande et acquitte un prix en contrepartie, selon des conditions financières précises.

### Méthode de collecte

La collecte des prix à la production se déroule en deux étapes : la première consiste à sélectionner les entreprises les plus représentatives des secteurs et la seconde à choisir ensuite et suivre les produits dans les différentes entreprises sélectionnées.

Une première étape consiste donc dans chaque branche à sélectionner les entreprises fabricant les produits correspondant à cette branche. Cette étape commence par une étude particulière de chaque branche afin de mieux connaître ses processus de fabrication, les caractéristiques des produits ou les stratégies commerciales. Puis, un premier échantillon d'entreprises est constitué. Les enquêtes annuelles d'entreprise sont la source privilégiée pour constituer cet échantillon parce qu'elles fournissent des montants des ventes des entreprises et donc une information sur l'importance de chaque entreprise dans son secteur. Au total, l'échantillon provisoire contient des entreprises dont le chiffre d'affaires cumulé représente au moins 50 % de celui de la branche. Enfin, des contacts avec les organisations professionnelles des différentes branches permettent de préciser la connaissance de la branche (nature des prix, stratégies commerciales), de rapprocher le vocabulaire de collecte et celui de la profession, et d'obtenir des informations sur les entreprises.

Une fois les entreprises de l'échantillon retenues, des produits et des transactions-témoins par entreprise sont ensuite sélectionnés. L'information initiale est

obtenue par la visite d'un enquêteur dans l'entreprise. Cette visite a pour objectifs de connaître l'entreprise et sa politique de prix et d'établir les modalités pratiques de l'enquête. L'enquêteur obtient une information sur les principaux produits fabriqués par l'entreprise et le montant des transactions. Ensuite, il convient de sélectionner pour chaque produit ou groupe de produits les transactions-témoins les plus représentatives dans l'entreprise. L'appréciation de cette importance est ici le plus souvent qualitative.

L'enquête se déroule ensuite selon deux phases : une phase de rénovation et une phase normale. La phase de rénovation correspond au début de l'enquête où l'information collectée concerne les prix pratiqués au cours de l'année précédente pour mieux contrôler l'évolution ultérieure des prix. Puis, la phase « normale » est constituée par l'envoi par l'Insee d'un questionnaire permettant de recueillir les prix pratiqués et les éventuels changements qui entraîneraient une modification brusque de prix.

### Principales différences avec l'indice de prix à la consommation

L'Insee publie chaque mois deux principaux types d'indicateurs de prix : des indices de prix à la consommation et des indices de prix à la production sur le marché français. L'indice agrégé de prix à la consommation est très souvent choisi comme indice de référence pour mesurer l'inflation. Les usages des deux indices sont complémentaires :

- L'utilisation principale des deux indices est le suivi de la conjoncture économique : l'indice de prix à la production permet de suivre l'évolution des prix à différents stades de production alors que le second est l'indicateur de référence de suivi des prix de la consommation finale des ménages.
- Les deux indices sont aussi utilisés à un niveau désagrégé par les comptes nationaux. Les indices de prix à la production permettent de distinguer la croissance effective de l'activité d'un secteur de l'évolution des prix alors que les prix à la consommation permettent ce partage volume-prix pour la consommation finale des ménages.
- Enfin, les indices de prix sont aussi utilisés par les particuliers, les entreprises et les décideurs publics. Les indices de prix à la production peuvent être une source d'information importante pour les entreprises productrices sur les marchés les intéressant. Les indices de prix à la consommation sont eux utilisés pour indexer certains contrats privés comme les pensions alimentaires mais entrent aussi dans la formule de revalorisation du salaire minimum.



1. Depuis le passage en base 2000, les indices de prix à la production sont calculés hors TVA alors que les indices en base 1995 étaient calculés hors toutes taxes (TVA, TIPP, taxes sur le tabac...)

été lancée en 1995. Pour le moment, les prix ne sont relevés que pour quelques branches comme la location de véhicules, les services de sécurité, le nettoyage industriel ou encore les services de comptabilité et d'informatique. La couverture de ce secteur est relativement faible : environ 25 % en termes de ventes. La base de données contient plus de 100 000 relevés de prix. À notre connaissance, c'est la première fois qu'est étudié le comportement de prix dans ce secteur qui représente 15 % du PIB.

### Des relevés de prix hétérogènes

Contrairement aux prix à la consommation, les prix à la production ne sont pas directement observables. L'obligation pour les détaillants d'afficher leurs prix au moyen d'un étiquetage précis permet de rendre les relevés des prix à la consommation immédiats. Les relevés de prix à la production s'avèrent eux beaucoup plus complexes puisqu'aucun prix n'est affiché par avance. Par ailleurs, chez un détaillant, un même produit sera vendu à une période donnée pour le même prix à tous les acheteurs alors que dans l'industrie, le prix est spécifique non seulement à un bien et à une période mais aussi à l'acheteur auquel le bien est vendu. Le prix que l'on devrait relever est donc spécifique à un produit, à une date mais aussi à un acheteur : ce prix est appelé prix de transaction (Insee, 1999 ; Bureau of Labor Statistics, 2003).

Toutefois, certaines entreprises rencontrent parfois des difficultés pratiques à isoler le prix d'un produit pour une transaction donnée durant une période donnée. Le statisticien fait dès lors face à un arbitrage entre la procédure théorique idéale (cf. encadré 1) et les possibilités parfois limitées des services de comptabilité des entreprises (Insee, 1999). La qualité des relevés de prix à la production est donc fortement hétérogène d'un produit à l'autre. Les enquêteurs de l'Insee classent les relevés en sept grands types : les prix de transaction, les prix moyens, les prix de facture, les prix estimés, les prix de contrat, les prix nationaux et les indices de prix. Pour environ un tiers des relevés, la nature du prix n'est pas renseignée. Environ 50 % des relevés de prix contenus dans la base de données sont codés par l'Insee comme prix de transaction ou prix moyens (cf. tableau 1). Le premier type de prix apparaît le plus adapté à l'analyse des trajectoires individuelles de prix au niveau micro-économique. Les prix moyens sont beaucoup plus difficiles à utiliser. Ils sont le résultat d'une agrégation de prix de différents produits ou de plusieurs prix qui ont pu changer à plusieurs reprises au cours de la période. Aussi ces prix sont-ils très peu informatifs sur les changements de prix individuels. Les autres types de prix sont beaucoup moins nombreux et représentent à eux tous environ 15 % des relevés de prix de la base de données. Certains comme les prix de contrat ou les prix de facturation ont une définition très proche de ce qui peut être considéré comme un

#### Encadré 1 (suite)

Ces deux types d'indices présentent toutefois des différences fondamentales.

Tout d'abord, les deux indices ne couvrent pas les mêmes champs. Les prix à la production dans l'industrie et les services sont ceux des produits ou des services produits par une entreprise pour être vendus à une autre entreprise sur le marché français (2). Dans le cas de l'indice de prix à la consommation, les prix sont ceux des biens et services au moment de leur achat par les ménages et ils sont relevés chez les détaillants ou auprès des fournisseurs directs de produits ou de services (comme les entreprises de transports par exemple).

Les prix à la production sont donc des prix mesurés à la sortie de l'entreprise productrice alors que les prix à la consommation le sont au moment de la vente finale des biens et services aux ménages. Les prix à la production sur le marché français n'incluent donc pas les prix des services aux personnes, ni ceux des produits importés contrairement aux prix à la consommation. D'autre part à champ donné, des changements dans les coûts et les marges liés aux circuits de distribution, peuvent induire une évolution divergente des deux indices.

Enfin, en termes de méthodologie, les deux indices présentent quelques différences :

- Les prix à la production relevés ne comprennent pas la TVA alors que les prix à la consommation sont relevés toutes taxes comprises. Aussi, à champ donné, des hausses de TVA peuvent conduire à des évolutions différenciées des deux indices.
- La constitution de l'échantillon pour la construction de l'indice de prix à la production se fait selon des critères d'importance de l'entreprise dans la branche fabriquant un produit alors que l'échantillonnage se fait selon des critères géographiques, de produits et de types de points de vente (supermarché, supérette...) pour les prix à la consommation.
- Les pondérations de l'indice sont revues régulièrement tous les cinq ans pour l'indice de prix à la production contre tous les ans pour les prix à la consommation.

2. Sont exclus de cette étude les relevés des produits vendus pour l'exportation et ceux issus des importations.

prix de transaction. Ils sont donc pour la plupart informatifs sur l'ajustement des prix de production.

Sélectionner des trajectoires individuelles

L'importante hétérogénéité qualitative des relevés de prix et le grand nombre de prix moyens contenus dans la base de données nous ont conduit à construire une base de données ne conservant que des trajectoires individuelles de prix. Deux stratégies ont été testées.

Une première stratégie a consisté à restreindre la base de données aux prix codés par l'Insee comme « prix de transaction » auxquels pourraient être ajoutés les prix codés par l'Insee comme « prix de contrat » ou « prix de facturation ». Cependant, l'information qualitative sur la nature des relevés n'est pas disponible dans le secteur des biens de consommation alimentaire et dans celui des services aux entreprises. La couverture de la base de données est alors réduite à 75 % des relevés entrant dans l'indice et pour seulement deux tiers des relevés, le code sur la nature du prix relevé est renseigné. Au total moins de 15 % des prix sont codés par l'Insee comme étant des prix de transaction, ce qui restreint drastiquement l'échantillon. De plus, une information potentiellement riche est

exclue de l'échantillon d'étude (notamment les prix où le code sur la nature du relevé est manquant (35 % des relevés) ou potentiellement mal renseigné).

La stratégie qui a été retenue part de l'observation suivante : les prix relevés qui sont codés par l'Insee comme prix moyens ont une probabilité de changer beaucoup plus grande que ceux qui sont relevés avec le code prix de transaction. 60 % des prix moyens sont modifiés chaque mois contre seulement 15 % pour les prix de transaction (cf. tableau 1). Ceci s'explique assez aisément : un prix moyen est la somme de plusieurs prix et dans la mesure où les changements ne sont pas parfaitement synchronisés, la probabilité qu'une somme de plusieurs prix change est plus grande que la probabilité de voir un prix en particulier changer. Si on considère par exemple, un prix moyen constitué comme la moyenne de six prix individuels qui ont chacun 15 % de chances d'être changé chaque mois, alors la probabilité que le prix moyen change chaque mois est de 60 % (4). L'idée est alors d'évaluer au niveau individuel la probabilité que le prix d'un produit change à toutes les périodes. Plus cette probabilité est élevée, plus le prix est vraisemblablement un prix moyen. Un seuil maximal est fixé pour cette probabilité. Si la probabilité pour un prix individuel de changer à toutes les périodes est au-dessus de ce seuil le produit individuel est éliminé de l'échantillon. Ce seuil maximal est choisi à l'aide de deux critères : la base de données doit contenir le plus grand nombre de relevés et le nombre de prix codés par l'Insee comme prix de transaction doit être maximal dans l'échantillon (cf. l'annexe pour la méthode générale et Gautier (2006) pour des résultats plus détaillés).

Tableau 1  
Nature de prix

	Nombre d'observations	%	f
Prix de transaction	419 776	13,8	13,0
Prix moyens	1 138 002	37,5	61,5
Prix de facturation	257 276	8,5	21,8
Prix recalculé	32 879	1,1	27,4
Prix de contrat	13 166	0,4	19,4
Prix national	2 464	0,1	78,6
Indice de prix	125 223	4,1	44,6
Valeurs manquantes	1 042 761	34,4	61,8
Total	3 031 547	100	50,3

Lecture : f désigne la fréquence mensuelle non pondérée de changement de prix et % la part non pondérée du total des observations de l'échantillon.  
Prix de transaction : prix à la vente du produit combiné ou non à une remise.  
Prix moyen : moyenne des prix facturés selon les produits ou la clientèle.  
Prix de facturation : prix relevé sur les factures.  
Prix recalculé : prix reconstitué à partir d'un devis fictif, d'un contrat fictif ou prix conseillé.  
Prix de contrat : prix négocié et fixé selon un contrat.  
Prix national : prix fixé au niveau national par une centrale d'achat par exemple.  
Indice de prix : indice construit par l'entreprise pour synthétiser l'évolution de prix d'un produit ou d'un ensemble de produits.  
En moyenne, 13 % des prix de transaction sont modifiés chaque mois.  
Champ : relevés mensuels de prix à la production industrielle, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle de l'Insee.

Les données

L'échantillon sélectionné par notre procédure contient plus d'un million et demi de relevés de prix industriels et environ 100 000 relevés de prix des services aux entreprises.

En dehors du prix relevé, la base de données contient des informations sur le mois et l'année du relevé. Plus de 100 000 prix industriels sont relevés chaque année en moyenne. La périodicité

4. Soit  $P(\Delta p_i = 0)$  la probabilité que le prix individuel ne change pas. Par exemple,  $P(\Delta p_i = 0) = 1 - 0,15 = 0,85$ . Si le prix moyen est calculé à partir de  $n$  prix indépendants, la probabilité qu'aucun des prix ne soit modifié peut s'écrire :  $P(\Delta p_1 = \dots = \Delta p_n = 0) = (0,85)^n$ , ce qui pour  $n = 6$  donne 0,4 soit une probabilité de changement de prix de 0,6.

des relevés est aussi indiquée, plus de 94 % des relevés sont mensuels. Pour certains produits spécifiques comme le textile les prix ne sont relevés que deux fois par an. Dans le secteur des services aux entreprises, la majorité des prix est relevée à un rythme trimestriel. Une combinaison de deux codes permet d'identifier le produit et l'entreprise qui le vend. Chaque relevé est associé à un produit au niveau 4 de la nomenclature CPF (Classification des Produits Française), ce qui permet de connaître la nature du produit étudié. Les produits sont associés à sept secteurs économiques : les services aux entreprises, les biens d'équipement, les biens intermédiaires, l'énergie et les biens de consommation (divisés eux-mêmes en trois sous-secteurs, alimentaire, biens durables et autres biens de consommation). Près de 47 % des prix sont relevés dans le secteur des biens intermédiaires.

La plupart des statistiques calculées dans la suite de l'étude (cf. encadré 2) sont pondérées au moyen de la structure de pondération disponible au niveau 4 de la nomenclature CPF. Ces pondérations sont révisées tous les cinq ans. Nous disposons donc de deux jeux de pondérations (celles de 1995 et de 2000) et nous utilisons pour chaque produit une moyenne de ces deux pondérations.

## **Des changements des prix à la production assez fréquents et de faible ampleur**

Comment caractériser les ajustements de prix à la production en France ? Une grande partie des travaux macroéconomiques néo-keynésiens utilise des résultats obtenus sur les données microéconomiques pour calibrer leurs modèles. Une des hypothèses fondamentales de ces modèles est de supposer que les prix ne s'ajustent pas à chaque période. Le paramètre associé à cette hypothèse est donc la durée entre deux changements de prix. Or, dans la plupart de ces modèles, l'entreprise représentative est une entreprise productive dont le comportement est mieux calibré par des données issues de prix à la production. En outre, de plus en plus d'auteurs s'intéressent à la transmission de la rigidité des prix de production vers les prix à la consommation dans un modèle à plusieurs secteurs. Ainsi, Basu (1995) montre qu'il suffit d'une faible rigidité des prix à la production pour engendrer une importante rigidité des prix à la consommation. L'objectif de cette section

est de présenter quelques grandes caractéristiques de l'ajustement des prix à la production et d'en inférer des conclusions sur leur plus ou moins grande flexibilité.

### **Les prix à la production industrielle changeraient tous les six mois environ**

Un premier indicateur de la rigidité des prix qui est souvent utilisé est la durée pendant laquelle un prix ne change pas (cf. encadré 2). Si cette durée est longue le prix est considéré comme rigide alors que si elle est courte le prix est supposé flexible.

La durée moyenne non pondérée de tous les épisodes de prix industriels est de 5,5 mois (cf. tableaux 2 et 3). La distribution de l'ensemble des épisodes de prix est asymétrique autour de cette moyenne, la durée médiane est de deux mois et on observe un pic important de durées égales à un mois. La forme particulière de cette distribution peut s'expliquer par une surreprésentation purement mécanique des durées courtes quand tous les épisodes de prix sont considérés : les durées de prix qui changent souvent sont plus nombreuses que celles de prix qui ne changent presque jamais. Cette durée moyenne non pondérée est donc un indicateur plutôt fruste de la durée moyenne des prix. Le tableau 3 présente aussi des moyennes pondérées. La durée moyenne par trajectoire individuelle est alors un peu supérieure à six mois. La médiane des durées augmente légèrement, passant à 3 mois. Enfin, la durée moyenne pondérée, ne change guère (6,2 mois).

Cependant, la mesure directe des durées de prix pose des problèmes de censure. En effet, la date du début du premier épisode de prix n'est pas observée, seul le prix à la première date à laquelle le produit est inclus dans l'indice est observable. On parle alors de censure à gauche. Ce cas représente environ 10 % des durées pour les prix industriels (cf. tableau 4). La censure à droite correspond au cas où le dernier prix pratiqué n'est pas observé, soit parce que l'observation est terminée (c'est le cas pour les produits présents à la dernière date de l'échantillon), soit parce que le produit a été retiré de l'indice, ou bien encore le produit n'est plus vendu par l'entreprise. Une conséquence de la censure sur la mesure de la durée des prix est de la sous-estimer. En effet, les épisodes de prix les plus longs ont une propension plus grande, toutes choses égales par ailleurs, à être censurés à droite. Leur durée est alors sous-estimée puisqu'on n'observe pas la fin de l'épisode. Le

## Encadré 2

### MESURES STATISTIQUES

Le lecteur pourra se reporter à Baudry *et al.* (2005) pour un exposé précis des différentes mesures statistiques concernant les changements de prix.

Un relevé de prix individuel est noté  $P_{j,k,t}$  avec  $j$  l'indice produit,  $j = 1, \dots, J$ ,  $k$ , l'indice entreprise fabriquant le produit  $j$ ,  $k = 1, \dots, K_j$ , et  $t$  l'indice temporel  $t = 1, \dots, T$ . Le produit individuel est identifié par le couple  $(j, k)$  et  $\lambda_j$  est le poids du produit  $j$  dans la nomenclature.

#### Durées

Une trajectoire de prix est constituée par l'ensemble des relevés de prix pour un produit  $j$  dans une entreprise  $k$ . La trajectoire de prix se compose d'un ensemble d'épisodes de prix. Chaque épisode est défini comme un laps de temps pendant lequel le prix reste fixe. Un épisode de prix  $i$  peut être caractérisé par le prix  $P_{j,k,i}$  fixé pendant tout l'épisode et la durée de cet épisode  $D_{j,k,i}$ . Cette durée est calculée comme la différence entre les deux dates calendaires de début et fin de l'épisode. Si on note  $t_{j,k,i}$  la date de la première observation du prix  $P_{j,k,i}$  au cours de l'épisode  $i$  et  $N_{j,k}$  le nombre d'épisodes de prix du produit  $j$  vendu par l'entreprise  $k$ , la durée est :  $D_{j,k,i} = t_{j,k,i+1} - t_{j,k,i}$  pour  $i = 1, \dots, N_{j,k} - 1$  et  $D_{j,k,N_{j,k}} = t_{j,k,N_{j,k}} - t_{j,k,N_{j,k}-1}$ .

La durée moyenne non pondérée est la somme de toutes les durées divisée par le total du nombre de durées :

$$\bar{D} = \frac{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}}{\sum_{j=1}^J N_j}.$$

La durée moyenne par produit élémentaire est la somme des moyennes de durées calculées par produit élémentaire divisée par le nombre de

produits élémentaires :  $\bar{\bar{D}} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \left( \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{i=1}^{N_{j,k}} D_{j,k,i}}{\sum_{j=1}^J N_j} \right)$ . Enfin,

la moyenne pondérée des durées de prix est la somme des durées pour un produit individuel pondérée par le poids du produit élémentaire divisé par le nombre total d'épisodes de prix dans le groupe du produit élémentaire :  $\bar{\bar{D}} = \sum_{j=1}^J \lambda_j \bar{D}_j$

#### Fréquences

Soit  $I_{j,k,t}$  une fonction indicatrice du changement de prix de l'entreprise  $k$  à la date  $t$  pour le produit  $j$ , ainsi,  $I_{j,k,t} = 1$  quand  $P_{j,k,t} \neq P_{j,k,t-1}$  et 0 sinon,  $t = 1, \dots, T$ ,  $K_j$  est l'indice temporel de l'entreprise  $k$  et  $K_j$  le nombre de produits individuels pour le produit élémentaire  $j$ . La fréquence

de changement de prix calculé pour le produit élémentaire  $j$  est alors :  $f_j = \frac{1}{(T_j - 1)(K_j - 1)} \sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^{T_j} I_{j,k,t}$ , la

fréquence moyenne s'écrit comme la moyenne pondérée des fréquences par produits élémentaires :

$$f = \sum_{j=1}^J \lambda_j f_j.$$

#### Fréquences et durées

Pour un produit donné, la durée implicite de son prix peut se calculer comme l'inverse de la fréquence

de changement de prix :  $D_j = \frac{1}{f_j}$ . Un indicateur de la durée moyenne pourrait alors être :  $D^j = \frac{1}{\sum_{j=1}^J \lambda_j f_j}$ ,

c'est-à-dire l'inverse de la fréquence moyenne. Cette durée moyenne est justifiée dans le cas où il n'y a pas d'hétérogénéité. Dans le cas de produits hétérogènes,

l'indicateur pertinent devient :  $\bar{D}^j = \sum_{j=1}^J \lambda_j \frac{1}{f_j}$ , c'est-à-

dire, la moyenne des inverses des fréquences. En effet,

à cause de l'inégalité de Jensen ( $E\left(\frac{1}{X}\right) \geq \frac{1}{E(X)}$ ),

la durée moyenne implicite est toujours inférieure à la moyenne des durées implicites autrement dit :

$$\bar{D}^j = \sum_{j=1}^J \lambda_j \frac{1}{f_j} \geq \frac{1}{\sum_{j=1}^J \lambda_j f_j} = \bar{\bar{D}}^j$$

#### Taille des changements

Soit  $I_{j,k,t}^+$  (resp.  $I_{j,k,t}^-$ ) une fonction indicatrice d'un changement de prix de l'entreprise  $k$  à la date  $t$  pour le produit élémentaire  $j$  qui vaut 1 quand  $P_{j,k,t} > P_{j,k,t-1}$  (resp.  $P_{j,k,t} < P_{j,k,t-1}$ ) et 0 sinon.

La taille d'une hausse de prix peut s'écrire :

$$dp_{j,k,t}^+ = I_{j,k,t}^+ \left( \frac{P_{j,k,t}}{P_{j,k,t-1}} - 1 \right) \times 100$$

La moyenne des hausses de prix peut alors s'écrire :

$$\bar{dp}^+ = \sum_{j=1}^J \lambda_j \frac{\sum_{k=1}^{K_j} \sum_{t=2}^{T_j} dp_{j,k,t}^+}{f_j^+}$$

Les statistiques de baisses se calculant de la même façon.

tableau 4 fournit les durées moyennes par type de censure. Si on se restreint aux épisodes non censurés, la durée moyenne de prix est égale à 5,2 mois contre 6,2 pour l'ensemble des épisodes. Au contraire, si on considère les épisodes censurés à droite et à gauche, leur durée moyenne est de 17 mois. Au total, la durée moyenne de 6,2 mois sous-estime sans doute la durée moyenne entre deux changements de prix.

La fréquence de changement de prix est un autre indicateur permettant d'estimer la durée entre deux changements de prix. Cette approche est plus souvent utilisée dans la littérature car elle permet de se prémunir contre les éventuels pro-

blèmes de censure. Il s'agit d'évaluer la durée entre deux changements de prix comme l'inverse de la fréquence de changements de prix (cf. encadré 2).

La fréquence moyenne pondérée des changements de prix industriels est de 25 % par mois soit une durée implicite moyenne de 4 mois. Cette durée implicite moyenne est inférieure à la moyenne des durées implicites, 7,4 mois (cf. tableau 5). Cette différence s'explique par la prise en compte de l'hétérogénéité entre produits (cf. encadré 2). Par ailleurs, la moyenne des durées implicites (7,4 mois) s'avère supérieure à la durée moyenne pondérée (6,2 mois),

Tableau 2

**Durées des trajectoires (en mois), nombre d'épisodes de prix par trajectoire de produit**

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type	Médiane	Minimum	Maximum
Durée de la trajectoire	39 185	43,0	31,7	35	2	138
Nombre d'épisodes	326 773	12,2	18,6	5	1	137

*Lecture : durée de la trajectoire : durée pendant laquelle le prix d'un produit est observé. Épisode de prix : durée pendant laquelle le prix d'un produit reste constant (cf. encadré 2). En moyenne, le prix d'un produit est observé pendant 43 mois et prend 12 valeurs différentes.*

*Champ : relevés de prix à la production industrielle, sur la période 1994-2005.*

*Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle de l'Insee.*

Tableau 3

**Durée des épisodes de prix (en mois)**

	Moyenne	Écart-type	25 <sup>ème</sup> percentile	Médiane	75 <sup>ème</sup> percentile
Tous les épisodes de prix (pas de pondération)	5,5	8,1	1	2	7
Épisodes de prix agrégés par produit élémentaire (pas de pondération)	6,2	3,2	2	3	6
Épisodes de prix agrégés par produit élémentaire (avec pondération)	6,2	8,3	1	3	8

*Lecture : on entend par épisode de prix la durée pendant laquelle le prix d'un produit reste constant (cf. encadré 2). La moyenne non pondérée de toutes les durées de prix est 5,5 mois, la moyenne non pondérée des durées de prix de chaque produit est égale à 6,2 mois et la durée moyenne pondérée des prix est de 6,2 mois.*

*Champ : relevés de prix à la production industrielle, sur la période 1994-2005.*

*Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle de l'Insee.*

Tableau 4

**Durée des épisodes de prix par type de censure (en mois, données pondérées)**

	Épisodes de prix		Statistique de durée				
	Nombre	%	Moyenne	Écart-type	25 <sup>ème</sup> percentile	Médiane	75 <sup>ème</sup> percentile
<b>Industrie</b>							
Non censurée	255 521	78,2	5,2	6,5	1	3	7
Censurée à gauche	32 021	9,8	7,2	9,3	1	3	10
Censurée à droite	32 021	9,8	7,8	10,1	2	4	9
Double censure	7 210	2,2	17,0	16,6	5	12	21
<b>Services</b>							
Non censurée	22 363	27,4	8,1	5,2	3	6	12
Censurée à gauche	9 475	33,6	10,7	7,0	6	12	12
Censurée à droite	9 475	33,6	10,7	8,8	3	9	12
Double censure	1 487	5,3	24,7	12,6	15	21	33

*Lecture : on entend par épisode de prix la durée pendant laquelle le prix d'un produit reste constant (cf. encadré 2). Durée non-censurée : durée d'un épisode dont le début et la fin sont observés. Durée censurée à droite : durée d'un épisode dont la fin n'est pas observée. Durée censurée à gauche : durée d'un épisode dont le début n'est pas observé. Durée censurée à gauche et à droite : durée d'un épisode dont ni le début, ni la fin ne sont observés.*

*78,2 % des épisodes de prix dans l'industrie ne sont pas censurés. La durée moyenne non-censurée d'un épisode de prix est de 5,2 mois dans l'industrie.*

*Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.*

*Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.*



ce qui confirme l'impact de la censure sur ce dernier estimateur.

La moyenne des durées implicites des prix à la production (7,4 mois) est inférieure à celle des prix à la consommation (8,4 mois) (Baudry *et al.*, 2005). La fréquence de changements de prix à la consommation est de 18,9 % alors que celle des prix à la production industrielle atteint 25 %. Ceci implique que les prix à la production seraient un peu plus flexibles que les prix à la consommation. Toutefois, cette observation peut aussi s'expliquer en partie par les différences entre les structures des deux indices. L'indice des prix à la consommation prend en compte les prix des services (qui sont très rigides) alors qu'ils ne sont pas pris en compte dans l'indice des prix à la production industrielle.

Les prix à la production changent un peu plus souvent en France que dans la zone euro. Vermeulen *et al.* (2007) rassemblent les principaux résultats de travaux menés récemment sur les prix à la production en Allemagne, Espagne, Belgique, Portugal, Italie et France. Si l'on exclut l'énergie, la fréquence moyenne de changement de prix est égale à 17,5 % (contre 20 % pour la France). La comparaison avec les études portant sur les États-Unis est plus difficile. Carlton (1986) en utilisant des données individuelles relevées dans les années 1960, trouve des durées de prix supérieures à un an alors que Caucutt *et al.* (1999), en utilisant des micro-indices proches de prix moyens, trouvent quant à eux une durée moyenne d'un peu plus de trois mois. La durée moyenne des prix à la production français se trouve dans cette fourchette sans qu'il soit réellement possible de disposer d'une comparaison robuste.

Tableau 6  
Fréquence et ampleur mensuelles des hausses et des baisses de prix (données pondérées)

	$f^+$	$\omega_f^+$	$dp_{moy}^+$	$dp_{med}^+$	$f^-$	$\omega_f^-$	$dp_{moy}^-$	$dp_{med}^-$
Biens de consommation								
Alimentaire	17,5	57,5	3,7	2,0	14,5	42,5	- 3,3	- 1,7
Biens durables	8,4	63,4	2,7	1,5	5,0	36,6	- 2,9	- 0,9
Autres	5,9	60,6	4,9	2,5	4,0	39,4	- 5,4	- 2,4
Biens d'équipement	6,6	58,2	3,7	2,0	5,4	41,8	- 3,8	- 1,9
Biens intermédiaires	12,5	56,1	4,1	2,5	10,3	43,9	- 3,8	- 2,1
Énergie	36,4	57,4	5,8	3,5	29,5	42,6	- 4,8	- 2,9
Ensemble de l'industrie	13,8	58,1	4,1	2,3	11,0	41,9	- 3,9	- 1,9
Services aux entreprises	4,5	64,1	6,3	2,9	2,5	35,9	- 6,6	- 3,8

Lecture : les signes + (resp. -) en exposant désignent les hausses (resp. les baisses) de prix,  $f$  : fréquence mensuelle moyenne de changements de prix,  $\omega_f$  : part des baisses ou des hausses,  $dp_{moy}$  : moyenne des changements de prix,  $dp_{med}$  : médiane des changements de prix.

Dans le secteur des biens de consommation alimentaire, en moyenne, 17,5 % des prix augmentent chaque mois et 14,5 % baissent, les hausses représentent donc 57,5 % des changements de prix. La hausse moyenne est de 3,7 % contre - 3,3 % pour les baisses alors que la médiane des hausses se situe à 2 % contre - 1,7 % pour les baisses.

Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.

Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

**Des changements de prix  
de moindre ampleur à la production  
qu'à la consommation**

Un autre indicateur traditionnellement utilisé pour décrire l'ajustement des prix est l'ampleur des changements de prix. Elle est calculée comme la variation de prix entre deux changements de prix et est exprimée comme un pourcentage du prix initial (cf. encadré 2).

L'ampleur moyenne des changements de prix industriels se situe aux environs de 4 % pour les hausses comme pour les baisses. La médiane de la distribution des changements de prix est plus faible : 2,3 % pour les hausses et - 1,9 % pour les baisses (cf. tableau 6). Plus fréquentes qu'on

Tableau 5  
Fréquence mensuelle de changement de  
prix et durées implicites (en mois) (données  
pondérées)

	Fréquence de changement de prix	Durée moyenne implicite
Biens de consommation		
Alimentaire	31,9	4,4
Biens durables	13,4	9,0
Autres	9,9	11,9
Biens d'équipement	12,0	9,4
Biens intermédiaires	22,8	7,4
Énergie	65,9	2,2
Ensemble industrie	24,8	7,4
Services aux entreprises	7,0	14,5

Lecture : la durée moyenne implicite est calculée comme la moyenne des inverses des fréquences de changement de prix (cf. encadré 2). En moyenne, la durée implicite d'un bien de consommation alimentaire est de 4,4 mois.

Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.

Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

aurait pu le penser, les baisses de prix représentent un peu de plus de quatre changements de prix à la production sur dix. Il ne semble pas y avoir de rigidité à la baisse des prix à la production dans la mesure où les ampleurs médiane et moyenne des hausses et des baisses sont assez voisines en valeur absolue. Par ailleurs, la distribution des ampleurs de changements de prix est symétrique (cf. graphique I-A), le degré d'asymétrie de la distribution est faible (0,04 contre 0 pour une loi normale).

L'ampleur moyenne des changements de prix à la production industrielle est plus modeste que celle des prix à la consommation. Même si cette dernière est largement influencée par les changements de prix liés aux soldes, les changements de prix à la consommation sont plus amples, 7 % pour les hausses et - 6 % pour les baisses (Baudry *et al.*, 2005) contre 4 % pour les hausses et les baisses de prix à la production.

Cette faible ampleur moyenne des changements de prix est une conclusion commune aux études sur les prix à la production. En Espagne, en Allemagne et en Italie, elle se situe entre 4 et 5 % (Vermeulen *et al.*, 2007). Carlton (1986) conclut également à des changements de prix de faible ampleur mais très fréquents. Aux États-Unis, la médiane de la distribution des ajustements de prix en valeur absolue est de 2 % comme sur les données françaises.

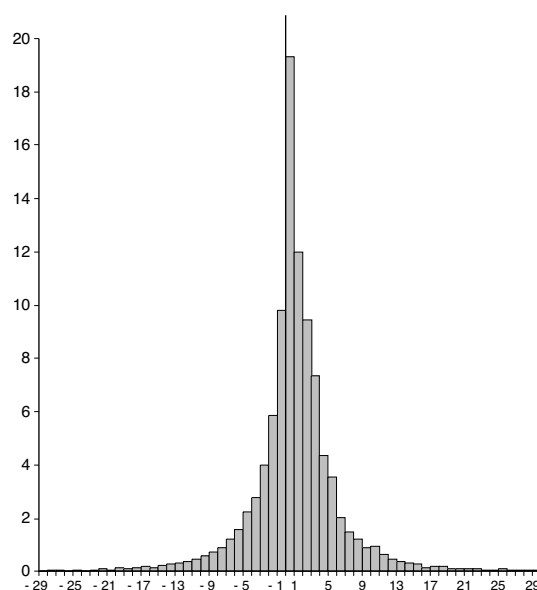
## Services aux entreprises : des changements moins fréquents mais plus marqués et davantage orientés à la hausse

La distribution des fréquences de changements de prix dans l'industrie présente une forme en U (cf. graphique II-A), ce qui reflète une forte hétérogénéité sectorielle. Trois groupes de secteurs peuvent être individualisés car ils présentent des caractéristiques communes d'ajustement des prix.

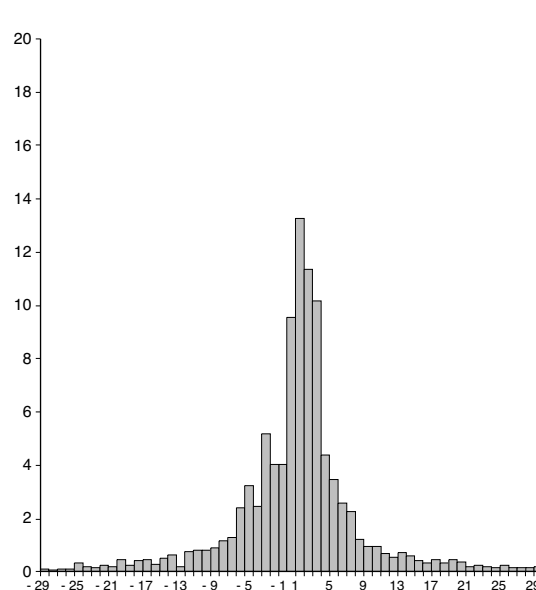
Le premier groupe rassemble les secteurs de l'énergie, des biens intermédiaires et des biens de consommation alimentaire. Dans ce groupe, les prix changent fréquemment et la distribution des ampleurs de ces changements est relativement symétrique et étalée. Chaque mois, en moyenne plus des deux tiers des prix de l'énergie sont affectés de changements, ce qui reflète la grande variabilité des prix du pétrole. Toutefois, dans ce secteur, les prix d'autres sources d'énergie comme la distribution d'eau connaissent des fréquences de changement plus faibles. Les secteurs des biens intermédiaires et des biens de consommation alimentaire ont des fréquences respectives de changement de prix de 23 % et 32 %, soit des durées implicites de prix de 7,4 mois et 4,4 mois respectivement (cf. tableau 5). Dans ces secteurs, la part des baisses de prix est supérieure à la moyenne et le partage hausses

Graphique I  
Distribution non pondérée des variations de prix

### A – Industrie



### B – Services aux entreprises



Lecture : l'histogramme représente la distribution pondérée de l'ensemble des ampleurs de changements de prix. A : 12 % des changements de prix industriels et à droite. B : 13,2 % des changements de prix des services aux entreprises se situent entre 1 et 2 %. Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises sur la période 1994-2005. Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

– baisses se rapproche de 50 % (cf. tableau 6). Enfin, les distributions de changements de prix sont très étalées et les modifications de prix de grande taille ne sont pas rares.

Le deuxième groupe rassemble les biens de consommation durables, les autres biens de consommation et les biens d'équipement pour lesquels les changements de prix sont moins fréquents. Chaque mois, en moyenne, 13,4 % des prix des biens durables, 12 % des prix des autres biens de consommation et 9,9 % des prix des biens d'équipement sont modifiés. Les durées implicites associées sont alors toutes supérieures à neuf mois (cf. tableau 5) alors que les durées mesurées directement sont toutes proches de huit mois (cf. tableau 7). Les distributions des ampleurs de changement de prix dans ces secteurs sont concentrées autour de 0. Ainsi, dans le secteur des biens durables, environ 35 % des changements de prix se situent entre 0 et 2 %. Les distributions présentent en outre une asymétrie autour de zéro : les hausses de prix y sont plus nombreuses que les baisses.

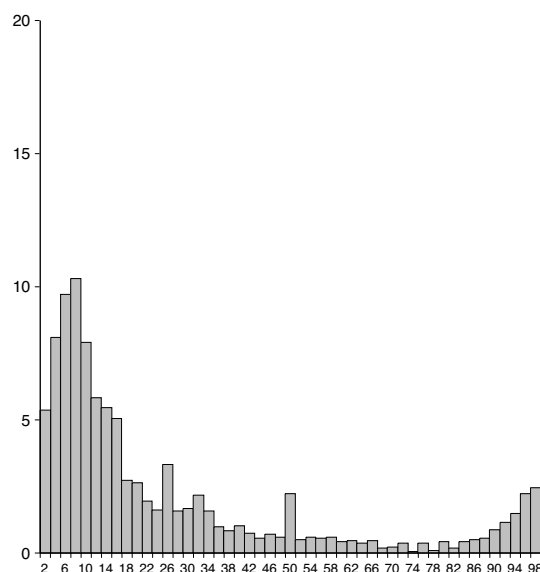
Enfin, le dernier groupe est constitué des services aux entreprises dont les prix changent peu fréquemment et où les hausses sont beaucoup plus fréquentes que les baisses de prix. Environ

7 % des prix dans ce secteur sont modifiés chaque mois, soit une durée moyenne implicite de plus d'un an (cf. tableau 5 et graphique II-B). Une mesure directe des durées de prix confirme ce constat : les prix des services aux entreprises durent en moyenne près de 11 mois (cf. tableau 7) et de huit mois pour les épisodes non censurés (cf. tableau 4). L'ampleur moyenne des changements de prix est aussi beaucoup plus importante, supérieure à 6 % pour les baisses comme pour les hausses (cf. tableau 5). La distribution de l'ampleur des changements de prix est très asymétrique autour de zéro. Les baisses de prix de faible ampleur sont relativement peu fréquentes comparées aux hausses d'ampleur comparable. Cette asymétrie observée autour de 0 est largement supérieure à celle observée pour l'industrie. Par ailleurs la distribution de l'ampleur des changements de prix est plus étalée et d'importants changements de prix ne sont pas rares (cf. graphique I-B).

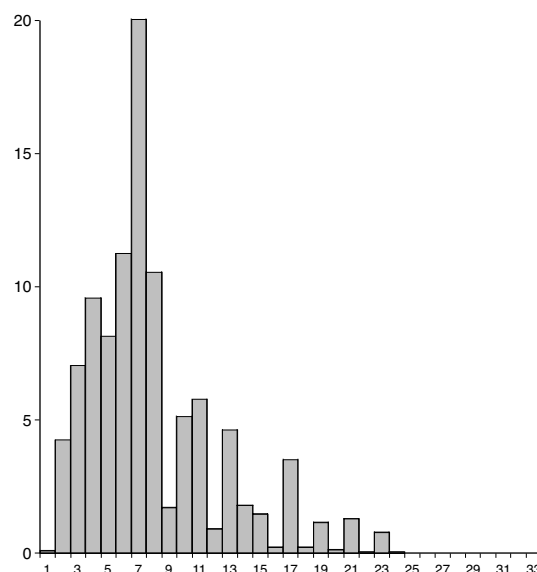
Ces résultats confirment les conclusions théoriques de Blanchard (1982). Ce dernier montre en effet que la vitesse d'ajustement des prix varie de façon inversement proportionnelle à la complexité du processus de production du bien. La variabilité des prix de l'énergie serait ainsi plus grande que celles des biens intermédiaires, elle-même plus élevée que celle des biens finaux.

Graphique II  
Distribution pondérée des fréquences de changement de prix

#### A – Industrie



#### B – Services aux entreprises



Lecture : l'histogramme représente la distribution pondérée des fréquences de changement de prix calculées par produit. A : 5,4 % des produits industriels ont une fréquence de changement de prix comprise entre 0 et 2 %. B : 7 % des services aux entreprises ont une fréquence de changement de prix comprise entre 2 et 3 %.

Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises sur la période 1994-2005.

Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

L'hétérogénéité sectorielle observée sur les données françaises est aussi très similaire à celle observée aux États-Unis et dans la zone euro. Dans le secteur de l'énergie, la durée moyenne des prix est de moins de 2 mois dans la zone euro, 2,7 mois pour le gasoil aux États-Unis (Carlton, 1986) et 2,2 mois en France. Dans le secteur des biens intermédiaires, des observations faites pour la France sont très proches de celles obtenues pour les États-Unis. Ainsi, en France, la durée du prix du bois contreplaqué est de 9 mois en moyenne contre 17 mois pour le ciment. Carlton (1986) trouve des ordres de grandeur similaires : la durée moyenne du prix du ciment est d'environ 13 mois contre 5 mois pour la durée moyenne du prix du bois contreplaqué.

### Quelques déterminants de l'ajustement des prix de production

On se propose maintenant de mettre en évidence quelques déterminants de l'ajustement des prix de production en France. Pour cela, nous estimons un modèle à choix discrets de type *Logit* conditionnel (cf. encadré 3). Ce modèle est voisin de celui proposé initialement par Cecchetti (1986) ou plus récemment par Alvarez et Hernando (2006) pour évaluer l'importance de certains déterminants des décisions de changement de prix à la consommation. Dans notre approche, trois modèles sont estimés successivement : le premier pour la probabilité d'un changement de prix, le second pour la probabilité d'une hausse de prix et le dernier pour la probabilité d'une baisse de prix. Les résultats complets des estimations sont présentés dans le tableau 8 pour les prix à la production indus-

trielle et le tableau 9 pour les prix des services aux entreprises.

### Des changements plus fréquents et plus durables en janvier

La décision de changement de prix est saisonnière. Ainsi, les changements de prix à la production sont très nombreux au début de l'année principalement au mois de janvier. En moyenne, en janvier, la fréquence de changement de prix atteint presque 40 % contre moins de 25 % le reste de l'année (cf. tableau 10 et graphique III-A). Ce phénomène est aussi très marqué pour les prix des services aux entreprises au cours du premier trimestre (cf. tableau 10 et graphique III-B).

Par ailleurs, les prix qui ont changé en janvier ont une probabilité beaucoup plus forte que les autres de durer exactement 6, 12, 18 ou 24 mois. Dans l'industrie, respectivement 15 %, 3 % et 1,3 % des prix commençant en janvier durent respectivement 1, 2 ou 3 ans alors que c'est le cas de respectivement 5 %, 0,8 % et 0,3 % des prix commençant les autres mois de l'année (cf. tableau 11). Si on considère les prix de production hors énergie et alimentaire, 25 % des prix commençant en janvier durent exactement 1, 2 ou 3 années contre 5 % des prix commençant les autres mois. Pour le premier trimestre, ce chiffre est encore plus élevé dans le secteur des services aux entreprises (cf. tableau 11). Cette observation pourrait refléter l'importance des contrats explicites ou implicites semestriels ou annuels entre les entreprises. En interrogeant directement les entreprises sur leur mode de fixation des prix, des enquêtes qualitatives spécifiques ont en effet conclu à l'importance des contrats pour expliquer la rigidité des prix des entreprises

Tableau 7  
Durée des épisodes de prix par secteurs (en mois, données pondérées)

	Épisodes de prix		Statistique de durée				
	Nombre	%	Moyenne	Écart-type	25 <sup>ème</sup> percentile	Médiane	75 <sup>ème</sup> percentile
Biens de consommation							
Alimentaire	39 681	12,1	4,4	5,7	1	3	5
Biens durables	21 106	6,5	7,4	8,6	2	5	9
Autres	26 906	8,2	8,8	9,9	2	6	12
Biens d'équipement	44 062	13,5	7,6	9,0	2	5	11
Biens intermédiaires	162 189	49,6	6,4	8,9	1	3	3
Énergie	32829	10,0	2,2	3,3	1	1	8
Ensemble de l'industrie	326 773	100	6,2	8,3	1	3	8
Services aux entreprises	42 800	100	10,8	8,0	6	9	12

Lecture : on entend par épisode de prix la durée pendant laquelle le prix d'un produit reste constant (cf. encadré 2). Dans le secteur des biens alimentaires, près de 40 000 épisodes de prix différents sont observés, ils durent en moyenne 4,4 mois. La médiane des durées dans ce secteur se situe à 3 mois.  
Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

industrielles (Fabiani *et al.* (2006) pour la zone euro, Loupias et Ricart (2006) pour la France et Blinder (1991) pour les États-Unis).

Ces effets calendaires sont confirmés par les estimations des régressions logistiques. En janvier, la probabilité de changer de prix est plus grande. L'effet marginal semble toutefois plus important pour les hausses de prix que pour les baisses.

### L'évolution générale des prix à la production influence la décision d'augmenter et de baisser les prix

Les premières modélisations théoriques de la rigidité des prix (Sheshinski et Weiss, 1977) se sont beaucoup intéressées au lien entre l'inflation et la décision d'ajustement des prix. Elles montraient que plus le rythme de l'inflation est

élevé, plus la probabilité pour l'entreprise de changer son prix est forte.

Nous introduisons dans le modèle une variable d'évolution sectorielle des prix à la production (au niveau 4 de la Classification des Produits Française (CPF)). Cette variable explicative représente une approximation de l'ensemble des coûts supportés par le secteur et transmis dans les prix, elle peut aussi s'interpréter comme la décision de prix des autres entreprises. Les résultats de l'estimation mettent en évidence une faible influence relative de l'évolution sectorielle des prix à la production sur la décision de changement de prix. Une augmentation de 1 % de l'évolution sectorielle des prix dans l'industrie ne fait croître la probabilité d'observer un changement de prix que de deux points toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat s'explique par les effets symétriques de l'évolution sectorielle des prix

#### Encadré 3

##### RÉGRESSION LOGISTIQUE CONDITIONNELLE POUR LE CHANGEMENT DE PRIX

Soit  $N$  le nombre d'entreprises observées pendant  $T$  dates. Nous supposons qu'il existe une variable  $y_{it}^*$  latente déterminant la décision de changement de prix, inobservable et pouvant s'écrire comme :

$$y_{it}^* = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

où  $x_{it}$  sont les variables explicatives observables de la décision de changement de prix,  $\alpha_i$  est un effet individuel fixe, propre à chaque entreprise et permettant de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée entre les entreprises, et  $\varepsilon_{it}$  est un résidu indépendant.

La seule variable dépendante observée  $y_{it}$  est la décision de changer de prix, elle se définit comme :

$$y_{it} = 1 \text{ si } y_{it}^* \geq 0$$

$$\text{et } y_{it} = 0 \text{ si } y_{it}^* < 0$$

où  $y_{it}$  prend la valeur 1 si il y a changement de prix, et 0 sinon.

On peut alors écrire la probabilité d'observer un changement de prix sachant les variables explicatives :

$$P(y_{it} = 1 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) = P(y_{it}^* \geq 0 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) \\ = P(\varepsilon_{it} \leq x_{it}\beta + \alpha_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i)$$

Il s'agit ensuite de supposer une distribution de probabilité pour les résidus. Dans le cadre de modèles qualitatifs deux lois sont souvent utilisées la loi normale ou la loi logistique. Nous supposons ici une loi logistique.

$$P(y_{it} = 1 | x_{i1}, \dots, x_{iT}; \alpha_i) = F(x_{it}\beta + \alpha_i)$$

$$\text{où } F(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Cette hypothèse présente un avantage majeur : avec une telle loi, il n'est pas nécessaire d'estimer directement les effets fixes. On montre en effet, qu'en conditionnant par la somme des  $y_{it}$ , c'est-à-dire le total des passages à l'état 1, il est possible de construire des probabilités qui ne dépendent pas des effets fixes (Lollivier (2005)). Ainsi, pour une entreprise  $i$  dont on observe la trajectoire de changements de prix au cours du temps  $(\delta_{it})_{t=1, \dots, T}$  (où  $\delta_{it}$  vaut 1 ou 0), la probabilité de cette trajectoire sachant les variables explicatives pourra s'écrire :

$$P(y_{i1} = \delta_{i1}, \dots, y_{iT} = \delta_{iT} | x_{i1}, \dots, x_{iT}, \alpha_i, \sum_t y_{it} = s_i)$$

$$= \frac{\exp\left(\sum_t x_{it}\beta \delta_{it}\right)}{\sum_{d_i \in B_i} \exp\left(\sum_t x_{it}\beta d_t\right)}$$

$$\text{où } B_i = \left\{ d = (d_1, \dots, d_T) / d_t \in \{0, 1\}, \sum_t d_t = s_i \right\}$$

L'estimation de  $\beta$  peut alors se faire par maximum de vraisemblance :

$$\max L = \max \left( \frac{\exp\left(\sum_t x_{it}\beta y_{it}\right)}{\sum_{d_i \in B_i} \exp\left(\sum_t x_{it}\beta d_t\right)} \right)$$

sur la probabilité d'augmenter et de baisser les prix. La même hausse de 1 % de l'évolution des prix à la production augmente de plus de sept points de pourcentage la probabilité d'une hausse de prix et diminue presque d'autant la probabilité de baisse. Au total, comme l'évolution des prix a un impact presque symétrique sur la probabilité de hausse ou de baisse des prix, son effet sur la probabilité de changement de prix est quasiment neutralisé. Une observation similaire peut être faite pour les services aux entreprises.

### Une réaction partielle des prix au cycle économique sectoriel

Means (1935) avait montré empiriquement que certains prix peuvent être considérés comme rigides dans la mesure où ils ne baissent pas quand l'économie américaine est en récession. De même en phase d'expansion, certains prix restent inchangés. Stigler et Kindahl (1970) défendaient l'idée contraire en s'appuyant sur des relevés de prix différents. Afin d'apporter des éléments susceptibles d'arbitrer cette

Tableau 8  
**Les déterminants des changements de prix (Industrie) – résultats de l'estimation d'une régression logistique conditionnelle**

	Changements			HausSES			Baisses		
	Estimation	Effet marginal	P-value	Estimation	Effet marginal	P-value	Estimation	Effet marginal	P-value
Janvier	1,3276	0,2844	0,00	1,2275	0,2422	0,00	0,4616	0,1147	0,00
Février	0,4543	0,1094	0,00	0,4926	0,1104	0,00	0,0782	0,0192	0,00
Mars	0,2461	0,0602	0,00	0,2958	0,0681	0,00	- 0,0135	- 0,0033	0,49
Avril	0,3112	0,0758	0,00	0,3397	0,0777	0,00	0,0366	0,0090	0,07
Mai	0,1386	0,0341	0,00	0,2386	0,0553	0,00	- 0,0717	- 0,0175	0,00
Juin	0,1570	0,0386	0,00	0,1799	0,0419	0,00	0,0375	0,0092	0,05
Juillet	0,4397	0,1060	0,00	0,4251	0,0961	0,00	0,1399	0,0345	0,00
Août	- 0,3390	- 0,0845	0,00	- 0,1109	- 0,0266	0,00	- 0,3112	- 0,0745	0,00
Septembre	0,2317	0,0568	0,00	0,2559	0,0591	0,00	0,0330	0,0081	0,08
Octobre	0,2820	0,0689	0,00	0,2453	0,0568	0,00	0,1085	0,0267	0,00
Novembre	0,0350	0,0087	0,03	0,0528	0,0125	0,00	- 0,0035	- 0,0009	0,85
Décembre	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Avant euro	- 0,0370	- 0,0092	0,15	0,0449	0,0106	0,11	- 0,0750	- 0,0183	0,01
Euro	1,8861	0,3454	0,00	0,8809	0,1808	0,00	1,5614	0,3535	0,00
Après euro	0,0372	0,0092	0,11	0,0395	0,0093	0,12	- 0,0027	- 0,0007	0,92
TVA 1995	- 0,2253	- 0,0562	0,00	0,1127	0,0264	0,12	- 0,4250	- 0,0998	0,00
TVA 2000	0,1947	0,0477	0,00	0,0040	0,0010	0,91	0,3383	0,0841	0,00
Évolution sectorielle des prix	0,0812	0,0201	0,00	0,3156	0,0750	0,00	- 0,2684	- 0,0658	0,00
Évolution des prix x concentration	- 0,0576	- 0,0143	0,00	- 0,1602	- 0,0381	0,00	0,1141	0,0280	0,00
Écart de production	0,0068	0,0017	0,00	0,0348	0,0083	0,00	- 0,0338	- 0,0083	0,00
Écart de production x concentration	- 0,0369	- 0,0092	0,00	- 0,0733	- 0,0174	0,00	0,0466	0,0114	0,00
Matières premières alimentaires	0,0012	0,0003	0,05	0,0041	0,0010	0,00	- 0,0026	- 0,0006	0,00
Matières premières industrielles	- 0,0017	- 0,0004	0,00	0,0051	0,0012	0,00	- 0,0087	- 0,0021	0,00
	L = - 294 370,8 Nombre d'observations = 1 049 553			L = - 250 012,3 Nombre d'observations = 962 108			L = - 207 299,3 Nombre d'observations = 790 643		

Lecture : des variables de contrôle pour chaque année sont prises en compte. Les variables « avant euro » et « après euro » sont des variables indicatrices 3 mois avant et 3 mois après janvier 2002. L'évolution sectorielle des prix est la variation mensuelle de l'indice de prix à la production correspondant au produit au niveau 4 de la nomenclature CPF. La concentration est mesurée comme le pourcentage du chiffre d'affaires du secteur réalisé par les quatre premières entreprises au niveau NAF 700. L'écart de production est calculé comme le résidu de la régression de l'indice de production industrielle sectoriel (niveau 3 de la nomenclature NES) sur cette même variable retardée d'une année.

L'effet marginal mesure l'impact de chaque variable explicative toutes choses égales par ailleurs. Il est mesuré par rapport à une situation de référence qui est définie comme la valeur moyenne des différentes variables explicatives, la date de référence est décembre 1997. Si l'évolution sectorielle des prix augmente de 1 % par rapport à sa moyenne alors la probabilité de hausse de prix croît de 0,3156.

Champ : relevés mensuels de prix à la production industrielle, sur la période 1995-2005.

Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle de l'Insee.

controverse, on introduit dans la régression une approximation de l'écart à la production potentielle estimée pour chaque secteur. Cet écart est mesuré comme le rapport entre l'indice de production sectorielle et sa tendance linéaire.

Les résultats de l'estimation reflètent une réaction au moins partielle des entreprises au cycle économique sectoriel. Dans le secteur de l'industrie, l'impact est positif mais relativement faible sur la décision générale de changer de prix. Il est en revanche beaucoup plus fort sur la décision de baisser ou d'augmenter les prix. Ainsi, quand la production est supérieure à son potentiel, la probabilité d'observer une hausse est supérieure, toutes choses égales par ailleurs,

alors que la probabilité d'observer une baisse est inférieure, toutes choses égales par ailleurs. L'impact est identique pour les services aux entreprises. Il est à noter toutefois que les effets marginaux restent pour la plupart assez faibles, de l'ordre d'un point de pourcentage, ce qui peut illustrer une forme de rigidité des prix à la position dans le cycle économique.

Le coût des matières premières a une influence significative

Un autre déterminant des prix à la production pourrait être les prix des matières premières utilisées au cours du processus de production.

Tableau 9  
Les déterminants des changements de prix (Services aux entreprises) – résultats d'une régression logistique conditionnelle

	Changements			HausSES			Baisses		
	Estimation	Effet marginal	P-value	Estimation	Effet marginal	P-value	Estimation	Effet marginal	P-value
T1	1,4842	0,2535	0,00	1,5226	0,2621	0,00	0,8158	0,1696	0,00
T2	0,0793	0,0162	0,07	0,1734	0,0353	0,00	- 0,1094	- 0,0249	0,09
T3	0,4018	0,0788	0,00	0,4596	0,0906	0,00	0,2185	0,0483	0,00
T4	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Avant euro	0,3069	0,0590	0,01	0,2230	0,0442	0,11	0,4215	0,0882	0,02
Euro	1,6902	0,2219	0,00	1,1672	0,1810	0,00	0,4201	0,0877	0,03
Après euro	0,5248	0,0960	0,00	- 0,1110	- 0,0235	0,51	1,1635	0,2070	0,00
TVA 2000	0,3271	0,0624	0,06	0,3200	0,0620	0,10	0,2823	0,0605	0,33
Évolution sectorielle des prix	- 0,0349	- 0,0072	0,12	0,1791	0,0372	0,00	- 0,3178	- 0,0715	0,00
Écart de production	0,0053	0,0011	0,33	0,0469	0,0097	0,00	- 0,0373	- 0,0084	0,00
	L = - 11 814,4 Nombre d'observations = 39 104			L = - 8 395,4 Nombre d'observations = 35 569			L = - 5 698,1 Nombre d'observations = 21 974		

Lecture : des variables de contrôle pour chaque année sont prises en compte. Les variables « avant euro » et « après euro » sont des variables indicatrices trois mois avant et trois mois après janvier 2002. L'évolution sectorielle des prix est la variation mensuelle de l'indice de prix des services aux entreprises correspondant au produit au niveau 4 de la nomenclature CPF. L'écart de production est calculé comme le résidu de la régression de l'indice de chiffre d'affaires sectoriel (niveau 3 de la nomenclature NES) sur cette même variable retardée d'une année.  
L'effet marginal mesure l'impact de chaque variable explicative toutes choses égales par ailleurs. Il est mesuré par rapport à une situation de référence définie comme la valeur moyenne des différentes variables explicatives. La date de référence est le quatrième trimestre 1997. Si l'évolution sectorielle des prix augmente de 1 % par rapport à sa moyenne, la probabilité de hausse de prix croît de 0,1791.  
Champ : relevés trimestriels de prix de services aux entreprises, sur la période 1995-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix de services aux entreprises de l'Insee.

Tableau 10  
Fréquence mensuelle de changement de prix par mois (données pondérées)

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.
Ensemble de l'industrie	39,1	25,0	23,8	25,1	21,9	21,3	25,5	18,7	22,7	23,7	21,3	21,1
Industrie hors alimentaire et énergie	31,7	17,2	16,1	16,6	14,4	13,9	17,1	11,0	15,9	15,5	13,7	13,5
Services	11,2	11,2	11,2	6,2	6,2	6,2	5,7	5,7	5,7	5,1	5,1	5,1

Lecture : chaque case correspond à la fréquence de changement de prix pour chaque mois. Par exemple, en janvier, 39,1 % des prix industriels sont modifiés en moyenne.  
Champ : relevés mensuels et trimestriels de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

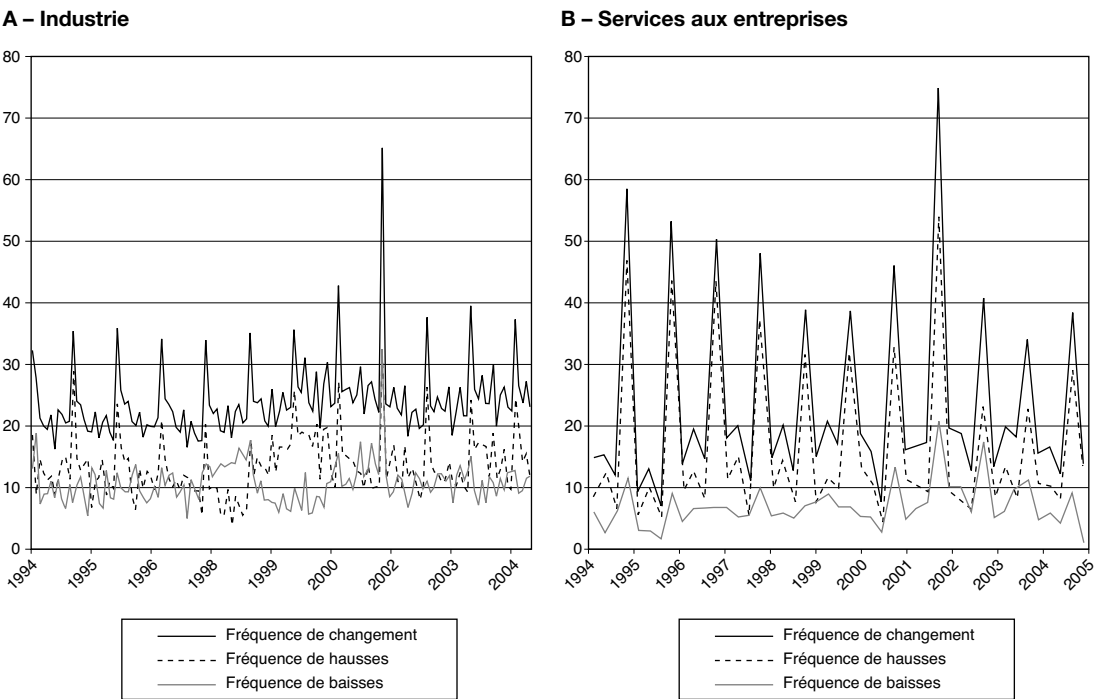
Il est sans doute vraisemblable que cet effet sera ressenti d'autant plus immédiatement que le produit est peu élaboré. On introduit ici l'indice des prix des matières premières industrielles et l'indice des prix des matières premières alimentaires établis chaque mois par l'Insee. Ces deux variables ont un impact significatif sur la décision de changer les prix, à la hausse comme à la baisse. En effet, même si leur impact marginal est relativement faible, elles connaissent des variations d'une ampleur assez grande, suffisante pour engen-

drer une variation non négligeable des prix à la production.

### Changements de TVA et passage à l'euro ont également joué un rôle

Le passage à l'euro a eu un impact assez fort sur la décision de changement de prix, à la hausse comme à la baisse. Les changements de prix intervenus à cette date sont toutefois de relativement petite taille et s'expliquent pour la plupart

Graphique III  
Fréquence mensuelle de changement de prix



Lecture : à chaque date, les fréquences de hausses et de baisses de prix sont représentées, la fréquence de changement de prix est la somme des deux autres courbes. A : en janvier 1999, 17,8 % des prix industriels ont augmenté et 17,2 % ont baissé, au total, 35 % des prix à la production ont été modifiés.  
Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

Tableau 11  
Durée des épisodes de prix par mois de début d'épisode de prix

		En %							
		1	3	6	12	18	24	36	48
Ensemble de l'industrie	Janvier	33,0	11,1	7,3	14,9	1,3	2,9	1,3	1,1
	Autres mois	37,9	14,2	6,3	5,0	0,7	0,8	0,3	0,1
Industrie hors alimentaire et énergie	Janvier	24,4	10,2	8,3	18,1	1,3	3,1	1,3	1,1
	Autres mois	31,7	11,9	7,0	5,7	0,9	0,8	0,3	0,1
Services	Premier trimestre	-	26,6	25,0	43,8	1,4	5,2	1,0	0,2
	Autres trimestres	-	46,3	32,9	6,7	2,9	1,1	0,2	0,0

Lecture : chaque case correspond au rapport entre le nombre d'épisodes selon leur mois de début (Janvier ou le reste de l'année) dont la durée est égale à 1, 3, 6..., 48 mois et le nombre total d'épisodes de prix selon leur mois de début (Janvier ou le reste de l'année). Par exemple, 14,9 % des épisodes de prix commencés en Janvier ont duré 12 mois exactement.  
Champ : relevés mensuels et trimestriels de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.



par des effets d'arrondis. Les résultats mettent en évidence des effets un peu avant la date de janvier 2002 (5) mais ils restent relativement marginaux et à peine significatifs. Les effets sont non significatifs après cette date.

Deux changements de TVA ont par ailleurs eu lieu durant la période d'étude : le premier, en août 1995, était une hausse de 18,6 à 20,6 %, le deuxième, en avril 2000, une baisse de 20,6 % à 19,6 %. En théorie, l'effet devrait être nul puisque les prix sont censés être relevés hors TVA. On observe cependant un impact significatif de ces changements : cet effet est négatif sur la probabilité de changement de prix après la hausse de 1995 et positif après la baisse de 2000. En réalité, l'effet de la hausse est à peine positif sur la probabilité de hausse des prix, mais très négatif sur la probabilité de baisser les prix. Pour le changement de TVA de 2000, l'effet est uniquement ressenti sur la probabilité de baisse des prix. Cet effet pourrait s'expliquer par le report en avril de changements ayant habituellement lieu en janvier. L'effet du changement de taxation jouerait comme un facteur déclenchant, sans que la baisse ou la hausse de la TVA n'ait d'impact direct sur la fixation des prix.

### **Des prix à la production moins sensibles dans les secteurs industriels les plus concentrés**

Enfin, un des facteurs pouvant déterminer la décision de changement de prix peut être la structure de marché. Rotemberg et Saloner (1987) montrent ainsi théoriquement qu'un monopole a tendance à changer moins souvent ses prix qu'un oligopole. Means (1935) suggère aussi que dans les secteurs les plus concentrés les prix seraient moins sensibles aux variations du cycle économique.

Pour tester cette hypothèse, nous introduisons une variable mesurant la concentration au niveau 4 de la nomenclature CPF. Cet indicateur est la part du chiffre d'affaires réalisée par les quatre premières entreprises du secteur et est disponible annuellement entre 1996 et 2003. Nous utilisons la moyenne de cet indicateur par secteur fin sur cette période. La variable n'est pas introduite en tant que telle, mais en interaction avec les variables d'évolution sectorielle des prix d'une part et d'écart à la production potentielle d'autre part. En effet, la structure de marché ne devrait avoir d'effet qu'en termes d'ampleur de la transmission des chocs. Dans un secteur concurrentiel, la répercussion des

chocs sur les prix pourrait être ainsi plus importante que dans un secteur plus concentré, peut-être moins sensible aux chocs conjoncturels.

L'effet obtenu dans l'industrie est celui attendu. Les effets de la variable en interaction avec la variable de concentration sectorielle sont systématiquement inverses de ceux de la variable seule. Ainsi, si 1 % d'augmentation supplémentaire des prix au niveau sectoriel augmente la probabilité d'observer une hausse de prix de plus de 7 points de pourcentage, cet effet sera plus faible dans les secteurs les plus concentrés et à l'inverse, plus fort dans les secteurs les moins concentrés. Les effets ne sont toutefois pas significatifs pour les services aux entreprises.

## **De la décision individuelle de changer de prix à la dynamique générale des prix à la production**

L'évolution générale des prix à la production est le résultat de l'agrégation des comportements individuels dont les grandes caractéristiques ont été mises en évidence dans les sections précédentes. Comment peut-on mieux comprendre et expliquer ce processus à partir des décisions individuelles de changement de prix ?

### **Agréger les décisions individuelles**

L'indice de prix à la production est le résultat d'une agrégation complexe effectuée à partir des relevés individuels réalisés par l'Insee (Insee, 1999). L'évolution générale des prix peut alors être mesurée par la différence entre deux dates de la valeur de cet indice agrégé. Toutefois, il est possible d'approximer assez précisément cette évolution par une agrégation simple des comportements individuels (Klenow et Krytsov, 2005). Ainsi, la variation de l'indice agrégé  $\pi_t$  peut s'écrire comme la somme pondérée (par les poids  $\lambda_i$  de chaque produit individuel  $i$ ) des différences (en logarithme) de prix individuels  $p_i$  observés entre deux dates :

$$\pi_t \approx \sum_{i=1}^N \lambda_i (p_{i,t} - p_{i,t-1})$$

5. Les variables « avant euro » et « après euro » sont des variables indicatrices trois mois avant et trois mois après janvier 2002.

Parmi les entreprises observées aux deux dates, certaines ne changent pas leurs prix, d'autres les modifient. La fréquence de changement de prix est alors introduite dans l'expression précédente pour donner :

$$\pi_t^* = \left( \sum_{i=1}^N \lambda_i I_{i,t} \right) \times \left( \frac{\sum_{i=1}^N \lambda_i (p_{i,t} - p_{i,t-1})}{\sum_{i=1}^N \lambda_i I_{i,t}} \right)$$

$$= f_t \times dp_t$$

avec  $I_{it} = 1$  si  $p_{it} \neq p_{it-1}$  et  $I_{it} = 0$  si  $p_{it} = p_{it-1}$  et  $\pi_t^*$  la variation de l'indice des prix approchée.

On retrouve les statistiques simples utilisées précédemment pour décrire la dynamique individuelle de changement de prix : le premier terme est la fréquence  $f_t$  de changement de prix à chaque date et le deuxième terme est la moyenne des différences individuelles de prix sachant que le prix a été modifié (6). Ce terme est noté  $dp_t$ . À partir de cette expression, nous analysons la façon dont les comportements individuels déterminent la dynamique de l'indice agrégé. Pour cela, on considère trois indices de prix :

- les deux premiers concernent l'industrie. Il s'agit de l'indice de prix à la production total et de l'indice de prix à la production hors énergie et alimentaire. Le premier indice est disponible depuis le milieu des années 1990 alors que le second ne l'est que depuis 1999. Sur la période d'étude, l'évolution générale des prix à la production a été variable. Le glissement annuel se situe en moyenne un peu au dessous de 1 % sur la période 1994–2005. Cette évolution a connu des variations importantes, passant de –2,7 % à la fin des années 1990 à des niveaux proches

de 5 % en 2000. L'évolution générale des prix à la production hors alimentaire et énergie est moins volatile et sa moyenne est très proche de celle de l'indice total sur la période (cf. tableau 12) ;

- le troisième concerne les prix des services aux entreprises : le fait de ne pas disposer d'indice de prix agrégé pour ce secteur rend l'approche plus difficile. On construit donc un pseudo-indice des prix des services aux entreprises en agrégeant les différents micro-indices disponibles depuis 1995 au moyen d'une simple moyenne pondérée. Le glissement trimestriel moyen obtenu dans le secteur est un peu supérieur à 0,1 %, et sa variance est assez forte (cf. tableau 12).

### L'évolution générale des prix à la production est indépendante de la fréquence des changements de prix

Tout d'abord, la décomposition proposée rend compte assez précisément de l'évolution des deux indices, même si l'échantillon des relevés est restreint. La corrélation entre les séries de croissance mensuelle des indices et les séries recomposées est égale à 0,51 pour l'indice hors alimentaire et énergie et 0,63 pour l'indice total. Les évolutions des indices sont bien répliquées, tant en ce qui concerne les prix à la production qu'en ce qui concerne le secteur des services aux entreprises. Cependant, dans ce dernier secteur, la corrélation entre la série de croissance trimestrielle recomposée et la série réelle est plus faible (0,43) (cf. tableau 12).

6. L'ampleur moyenne est calculée ici en différence de logarithme et non plus en variation brute, ce qui explique les différences mineures entre les moyennes d'ampleur obtenues.

Tableau 12  
Décomposition de l'évolution générale des prix – sans distinction hausses et baisses

	Moyenne (écart-type)				Corrélation avec $\pi_t$ (p-value)		
	$f$	$dp$	$\pi'$	$\pi$	$f$	$dp$	$\pi'$
Ensemble de l'industrie	0,24 (0,06)	0,29 (0,72)	0,08 (0,18)	0,08 (0,27)	0,16 (0,07)	0,65 (0,00)	0,63 (0,00)
Industrie hors alimentaire et énergie	0,16 (0,06)	0,23 (0,75)	0,05 (0,14)	0,07 (0,17)	0,36 (0,00)	0,34 (0,00)	0,51 (0,00)
Services	0,23 (0,15)	0,38 (1,52)	0,14 (0,38)	0,14 (0,40)	0,31 (0,05)	0,26 (0,09)	0,43 (0,01)

Lecture :  $f$  désigne la fréquence mensuelle de changement de prix,  $dp$ , l'ampleur moyenne de changement de prix,  $\pi'$ , l'évolution générale des prix recomposée (mensuelle pour l'industrie, trimestrielle pour les services),  $\pi$ , l'évolution générale des prix observée (mensuelle pour l'industrie, trimestrielle pour les services).  
Champ : relevés individuels et indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises.

Le niveau général des prix à la production croît-il (resp. décroît-il) parce que les prix changent plus (resp. moins) souvent ou parce que l'ampleur moyenne des changements augmente (resp. diminue) ? Il apparaît tout d'abord que l'évolution générale des prix est assez indépendante de la fréquence des changements de prix. Les corrélations observées entre la fréquence de changement de prix et le glissement mensuel de l'indice sont assez faibles pour les trois échantillons, comprises entre 0,16 et 0,36 (7). Cette observation s'explique par la relative constance de la fréquence de changement de prix que ce soit dans l'industrie ou dans les services aux entreprises (cf. graphiques III-A et III-B). Exceptés les pics annuels au début de l'année, la fréquence des changements de prix est relativement stable autour de sa moyenne. Par ailleurs, l'évolution générale des prix à la production est mieux liée à l'ampleur moyenne des changements de prix. La corrélation entre l'ampleur moyenne des changements de prix et l'évolution générale des prix à la production est ainsi de 0,65. Ces corrélations sont toutefois plus faibles pour l'indice relatif à l'industrie hors alimentaire et énergie et pour les services aux entreprises. Par conséquent, l'évolution générale des prix subit des variations de grande ampleur au cours de la période non parce que les prix changent plus ou moins souvent, mais parce que l'ampleur moyenne des changements varie.

### La dynamique des prix à la production s'explique principalement par la différence entre la proportion de hausses et la proportion de baisses de prix décidées par les entreprises

Dans un deuxième temps, on peut se demander si la corrélation de l'évolution générale des prix avec l'ampleur moyenne des changements de prix est due à une variabilité de l'ampleur des hausses et des baisses pratiquées par les entreprises ou à une proportion variable de hausses et de baisses selon les chocs subis. En effet, en décomposant l'ampleur moyenne de changement de prix entre baisses et hausses, la décomposition initiale de l'évolution générale des prix s'écrit :

$$\pi_t^* = f_t \times (\omega_t^+ dp_t^+ - \omega_t^- dp_t^-)$$

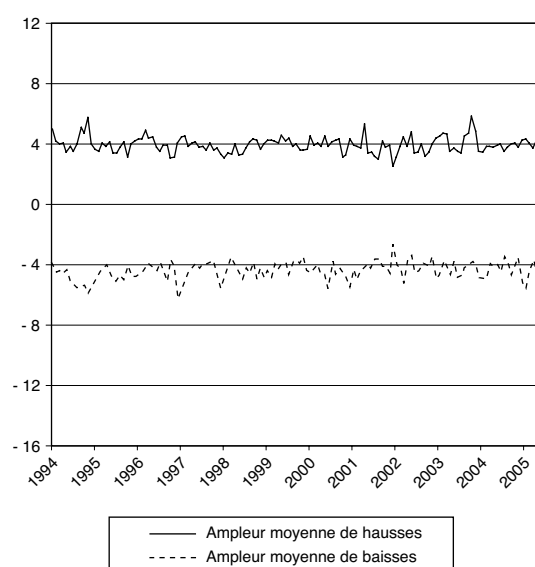
où  $\omega_t^+$  et  $\omega_t^-$  sont les proportions respectives de hausses et de baisses de prix et  $dp_t^+$  et  $dp_t^-$  les amplitudes moyennes des hausses et baisses de prix (cf. graphique IV).

La nouvelle décomposition permet de répliquer avec un peu plus de précision encore l'évolu-

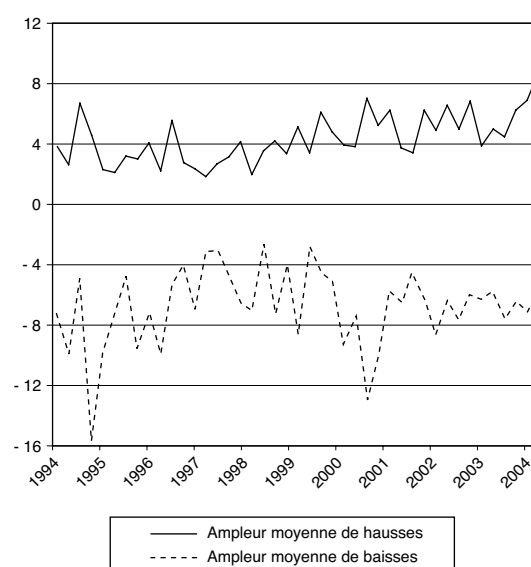
7. Klenow et Kryvtsov (2005) obtiennent des résultats très similaires sur les données américaines de prix à la consommation.

Graphique IV  
Ampleur moyenne mensuelle des changements de prix

#### A – Industrie



#### B – Services aux entreprises



Lecture : à chaque date, les amplitudes de hausses et de baisses de prix sont représentées. A : en janvier 1999, les prix industriels qui ont été augmentés l'ont été en moyenne de 3,9 %, et les baisses de prix ont été en moyenne de -4,3 %.  
Champ : relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés de prix à la production industrielle et de services aux entreprises de l'Insee.

tion mensuelle des indices (cf. tableau 13 et graphiques V-A et V-B). La corrélation entre les séries de croissance mensuelle des indices et les séries recomposées augmente : elle est de 0,72 pour l'indice total, de 0,70 pour l'indice sous-jacent et de 0,45 pour l'indice des services aux entreprises.

L'analyse de la décomposition met en évidence deux résultats. Tout d'abord, la corrélation de l'ampleur des hausses et des baisses de prix avec l'évolution générale des prix est faible. Cette corrélation est dans la plupart des cas inférieure à 0,10 et non significative. Seule l'ampleur des baisses de l'indice de prix à la production indus-

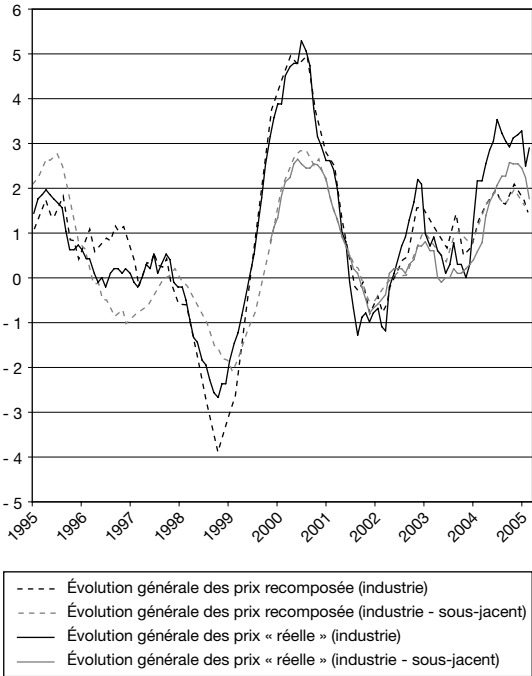
Tableau 13  
Décomposition de l'évolution générale des prix – avec distinction hausses et baisses

	Moyenne (écart-type)						Corrélation avec $\pi_t$ (p-value)			
	$f^+$	$f^-$	$dp^+$	$dp^-$	$\pi^+$	$\pi^-$	$\omega^+ - \omega^-$	$dp^+$	$dp^-$	$\pi^+$
Ensemble de l'industrie	0,13 (0,05)	0,11 (0,03)	4,00 (0,55)	- 4,37 (0,58)	0,07 (0,25)	0,08 (0,27)	0,73 (0,00)	0,16 (0,06)	- 0,08 (0,32)	0,72 (0,00)
Industrie hors alimentaire et énergie	0,09 (0,04)	0,07 (0,03)	3,91 (0,59)	- 4,43 (0,77)	0,05 (0,16)	0,07 (0,17)	0,74 (0,00)	- 0,02 (0,86)	- 0,33 (0,04)	0,70 (0,00)
Services	0,16 (0,12)	0,07 (0,04)	4,43 (1,77)	- 6,36 (2,36)	0,23 (0,49)	0,14 (0,40)	0,46 (0,00)	0,07 (0,68)	- 0,09 (0,58)	0,45 (0,00)

Lecture : les signes + (resp. -) en exposant désignent les hausses (resp. les baisses) de prix,  $f$  : fréquence mensuelle de changement de prix,  $dp$  : ampleur moyenne de changement de prix,  $\pi^+$  : l'évolution générale des prix recomposée (mensuelle pour l'industrie, trimestrielle pour les services),  $\pi^-$  : l'évolution générale des prix observée (mensuelle pour l'industrie, trimestrielle pour les services),  $\omega^+ - \omega^-$  : différence entre les proportions de hausses et de baisses de prix.  
Champ : relevés individuels et indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises.

Graphique V  
Évolution générale des prix – observée et recomposée

A – Industrie



B – Services aux entreprises



Lecture : le glissement annuel des prix à la production (total et hors alimentaire et énergie) est représenté avec l'évolution générale des prix recomposée à partir des relevés individuels selon le produit « fréquence fois ampleur des changements ». A : en janvier 1999, le glissement annuel de l'indice des prix hors alimentaire et énergie est de - 1,6 % alors que celui recomposé à partir des relevés individuels est de - 1,8 %.  
Champ : relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle et de services aux entreprises.

trielle hors alimentaire et énergie est significativement corrélée avec le glissement mensuel de l'indice, ce qui suggère qu'une baisse du niveau général des prix est due en partie à des baisses de prix de plus grande ampleur. Un constat similaire peut être fait pour les hausses de prix pour l'industrie dans son ensemble même si la corrélation est plus faible (0,16). Le deuxième constat est la forte corrélation entre la part relative de hausses et de baisses de prix et l'évolution générale des prix à la production. Compte tenu de sa faible corrélation avec les ampleurs de hausses et de baisses, l'évolution des prix résulte des variations de l'importance relative de ces hausses et de ces baisses. C'est ce que l'on vérifie : le glissement mensuel de l'indice des prix à la production s'avère fortement corrélé à la différence de proportions entre hausses et baisses, avec un coefficient proche de 0,75 pour l'indice relatif à l'industrie dans son ensemble et l'indice hors alimentaire et énergie. Le lien est relativement plus faible mais reste significatif pour le secteur des services aux entreprises avec un coefficient proche de 0,5 (cf. tableau 13).

Ces deux résultats peuvent être interprétés et illustrés à l'aide d'une approximation plus grossière de l'évolution générale des prix à la production. À partir des graphiques III et IV et des corrélations obtenues, on suppose que les ampleurs moyennes de changements que ce soit à la hausse et à la baisse sont à peu près constantes tout au long de la période et égales

en valeur absolue et que la fréquence de changement de prix varie peu. On peut alors simplifier la décomposition en :

$$\pi_t^* \approx f \times |dp| \times (\omega_t^+ - \omega_t^-)$$

$$\text{où } |dp| = dp^+ = -dp^-$$

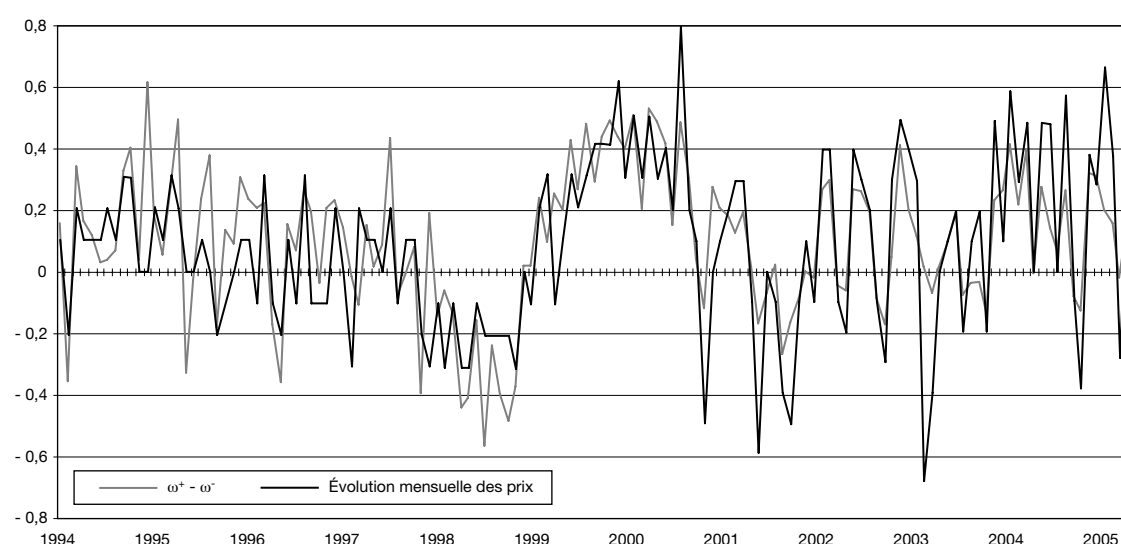
Les variations de l'évolution générale des prix ne peuvent être alors déterminées que par le rapport entre le nombre de hausses et de baisses à chaque période. En outre, dans le cas de l'industrie,  $f$  est égal à 25 % en moyenne sur la période et  $|dp|$  vaut 4, le produit de la fréquence par l'ampleur moyenne est alors très proche de 1 et constant au cours de la période de l'étude. On obtient donc l'approximation suivante de l'évolution générale des prix à la production :

$$\pi_t^* \approx \omega_t^+ - \omega_t^-$$

Cette approximation ne réplique pas le glissement mensuel des indices aussi bien que les décompositions précédentes mais permet d'illustrer la forte corrélation observée entre les variations du glissement mensuel de l'indice et la différence entre proportion de hausses et de baisses de prix (cf. graphique VI).

Au total, la variabilité de la fréquence et l'évolution de l'ampleur des changements de prix au niveau des entreprises ne sont pas les déterminants principaux de l'évolution générale des

Graphique VI  
Évolution mensuelle des prix et différence entre la proportion de hausses et de baisses (Industrie)



Lecture : le glissement mensuel des prix à la production (total) est représenté avec la différence à chaque date entre la proportion de hausses et la proportion de baisses de prix obtenus à partir des relevés individuels. En janvier 1999, la différence entre la part de hausses de prix et celle de baisse est de 0,02, l'évolution mensuelle des prix est nulle.  
Champ : relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle, sur la période 1994-2005.  
Source : calculs de l'auteur d'après les relevés individuels et des indices de prix à la production industrielle.

prix à la production. Celle-ci est plutôt déterminée par la variabilité des proportions de hausses et de baisses de prix observées dans les entreprises. Si le niveau général des prix augmente, c'est parce qu'un plus grand nombre d'entreprises changent leur prix positivement et non pas parce qu'elles augmentent plus leur prix.

\* \*  
\*

Comme le supposent fréquemment les modèles macroéconomiques néo-keynésiens, les prix à la production en France présentent un certain degré de rigidité dans la mesure où la plupart restent inchangés pendant des périodes de plusieurs mois. Pour modéliser cette rigidité des prix, on adopte le plus souvent l'hypothèse simplificatrice que la proportion d'entreprises changeant leur prix à chaque date est constante (Calvo, 1983). La fréquence des changements des prix à la production observée en France présente au cours du temps un profil relativement stable dont le modèle de Calvo est sans doute susceptible de rendre compte. Par ailleurs, un autre type de modèle supposant que les prix ont des durées fixes (Taylor, 1980) pourrait permettre de répliquer les pics de fréquence de changement de prix observés chaque mois de janvier.

Si les modèles théoriques de rigidité des prix permettent de reproduire un certain nombre de faits stylisés obtenus à partir des données micro-

économiques de prix à la production, il reste à mieux prendre en compte d'autres caractéristiques de l'ajustement des prix. Les modèles macroéconomiques adoptent pour la plupart des cadres d'analyse avec une seule entreprise considérée comme représentative. Or, on observe une forte hétérogénéité entre les secteurs dans la rigidité des prix à la production. En outre, les modèles théoriques de rigidité des prix, comme le souligne Carlton (1986), ne sont pas conçus pour rendre compte des changements de prix à la fois nombreux et petits qui caractérisent l'économie française. Enfin, le modèle de Calvo postule que l'évolution générale des prix n'est déterminée que par l'ampleur des changements de prix. Il n'envisage pas que ce processus soit fortement influencé par la différence entre les parts respectives d'entreprises augmentant et diminuant leurs prix.

Les voies de recherche à partir de cette analyse simple de la dynamique microéconomique des prix de production sont nombreuses ; une des plus prometteuses dans la perspective de l'analyse de la politique monétaire semble être la transmission et la propagation de la rigidité des prix à la production vers les prix à la consommation. L'hypothèse d'effet multiplicatif avancée par certains auteurs pourrait notamment être testée. Par ailleurs, des recherches futures pourraient s'attacher à montrer le lien susceptible d'exister entre la structure industrielle des secteurs et le comportement d'ajustement des prix des entreprises. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Alvarez L. et Hernando I. (2006)**, « Price Setting Behaviour in Spain: Evidence from Consumer Price Micro Data », *Economic Modelling*, vol. 23, n° 4, pp. 699-716.

**Ball L. et Mankiw G. (1994)**, « A Sticky Price Manifesto », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, pp. 127-151.

**Basu S. (1995)**, « Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare », *American Economic Review*, vol. 85, n° 3, pp. 512-531.

**Baudry L., Le Bihan H., Sevestre P. et Tarrieu S. (2005)**, « La rigidité des prix en France : quelques enseignements des relevés de prix à la consommation », *Economie et Statistique*, n° 386, pp. 37-57.

**Bils M. et Klenow P. (2004)**, « Some Evidence on the Importance of Sticky Prices », *Journal of Political Economy*, vol. 112, n° 5, pp. 947-985.

**Blanchard O.J. (1982)**, « Price Desynchronisation and Price Level Inertia », *NBER Working paper*, n° 900.

**Blinder A. (1991)**, « Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 81, n° 2, pp. 89-96.

**Bureau of Labor Statistics (2003)**, « Producer Prices », in *BLS Handbook of Methods*, Chap. 14.

**Calvo G.A. (1983)**, « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 383-398.

- Carlton D. W. (1986)**, « The Rigidity of Prices », *American Economic Review*, vol. 76, n° 4, pp. 637-658.
- Caucutt E., Ghosh M. et Kelton C. (1999)**, « Durability Versus Concentration as an Explanation for Price Inflexibility », *Review of Industrial Organization*, vol. 14, n° 1, pp. 27-50.
- Cecchetti S. (1986)**, « The Frequency of Price Adjustment: A Study of the Newsstand Prices of Magazines », *Journal of Econometrics*, vol. 31, n° 3, pp. 255-274.
- Desplatz R. (2000)**, « Hétérogénéité des prix et salaires, pouvoir de marché et emploi : quatre analyses économétriques sur données individuelles d'entreprises », Thèse de doctorat, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- Dhyne E., Alvarez L. J., Le Bihan H., Veronese G., Dias D., Hoffmann J., Jonker N., Lunneman P., Rumler F. et Vilmunen J. (2006)**, « Price Changes in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 20, n° 2, pp. 171-192.
- Fabiani S., Druant M., Hernando I., Kwapiel C., Landau B., Loupias C., Martins F., Mathä T., Sabbatini R., Stahl H. et Stokman A. C. J. (2006)**, « What Firms' Surveys Tell us about Price-Setting Behavior in the Euro Area », *International Journal of Central Banking*, vol. 2, n° 3, pp. 3-48.
- Gautier E. (2006)**, « The Behaviour of Producer Prices: some Evidence from the French PPI micro Data », *Notes d'Etudes et de Recherche*, Banque de France, n° 160.
- Huang K. et Liu Z. (2005)**, « Inflation Targeting: what Inflation Rate to Target? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n° 8, pp. 1435-1462.
- Insee (1999)**, « Les indices de prix de vente de l'industrie et des services aux entreprises (PVIS) », *Insee Méthodes*, n° 89.
- Klenow P. et Kryvtsov O. (2005)**, « State-dependent or Time-dependent Pricing: Does it Matter for Recent US Inflation? » *NBER Working Paper*, n° 11043.
- Lollivier S. (2005)**, *Économétrie avancée des variables qualitatives*, Économica.
- Loupias C. et Ricart R. (2006)**, « La formation des prix dans les industries françaises : résultats d'une enquête spécifique », *Revue économique*, n° 4, pp. 541-554.
- Means G. (1935)**, « Industrial Prices and their Relative Inflexibility », U.S. Senate Document 13, 74th Congress, 1st Session.
- Means G. (1972)**, « The Administered-price Thesis Reconfirmed », *American Economic Review*, vol. 62, n° 3, pp. 292-306.
- Rotemberg J. et Saloner G. (1987)**, « The Relative Rigidity of Monopoly Pricing », *American Economic Review*, vol. 77, n° 5, pp. 917-926.
- Sheshinski E. et Weiss Y. (1977)**, « Inflation and Costs of Price Adjustment », *Review of Economic Studies*, vol. 44, n° 2, pp. 287-303.
- Stigler G. J. et Kindahl J. K. (1970)**, « The Behaviour of Industrial Prices », NBER General Series n° 90.
- Taylor J. B. (1980)**, « Aggregate Dynamics and Staggered Contracts », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 1, pp. 1-23.
- Vermeulen P., Dias D., Dossche M., Gautier E., Hernando I., Sabbatini R. et Stahl H. (2007)**, « Price Setting in the Euro Area: some Stylised Facts from Individual Producer Price data », *ECB Working Paper*, n° 727.

## QUELS PRIX UTILISER POUR L'ANALYSE ?

La méthodologie détaillée et des résultats plus précis sont disponibles dans Gautier (2006).

L'hypothèse principale utilisée pour sélectionner les trajectoires individuelles est la suivante : il est supposé qu'une trajectoire constituée d'un « prix moyen » a une probabilité beaucoup plus forte d'être composée d'une proportion importante de durées de prix exactement égales à un mois.

On définit le produit individuel  $(j,k)$  comme un produit  $j$  vendu par une entreprise  $k$ ,  $T_{jk}$  le nombre de durées de prix égales à un mois contenues dans l'ensemble de la trajectoire de relevés du produit  $(j,k)$ ,  $T_{jk}$  est le nombre total d'épisodes de prix associés à ce produit. Soit  $\frac{T_{jk}}{N_{jk}}$

la proportion de durées égales à un mois contenues dans la trajectoire de relevés du produit  $(j,k)$ . On pose  $c_i$  comme le maximum « acceptable » pour cette proportion.

On évalue ensuite pour chaque produit  $(j,k)$ , sans distinction du code qualitatif utilisé par l'Insee qui peut lui être associé ou non, si ce maximum est dépassé. Si c'est le cas, la trajectoire de prix est considérée comme celle d'un prix moyen, le prix change trop souvent pour pouvoir être un prix de transaction et tous les relevés de prix du produit  $(j,k)$  sont exclus de l'échantillon. Au contraire, si le seuil n'est pas dépassé alors la trajectoire de prix de ce produit  $(j,k)$  est considérée comme celle d'un « prix de transaction ». L'échantillon sélectionné peut alors être défini comme l'ensemble de tous les produits individuels  $(j,k)$  dont la trajectoire contient une proportion « acceptable » d'épisodes égaux à un mois :

$$S_i = \left\{ (j,k) / \frac{T_{jk}}{N_{jk}} < c_i \right\}$$

Deux critères sont retenus pour choisir le seuil  $c_i$  : l'échantillon doit contenir le plus de relevés possibles contenus dans la base initiale mais il doit aussi contenir le moins possible de « prix moyens ». Différents échantillons sont construits correspondant à différentes valeurs possibles pour le seuil  $c_i$ . À mesure que le seuil diminue, certaines variétés de produits (définies au niveau 4 de la nomenclature CPF et regroupant un ensemble de produits  $(j,k)$ ) disparaissent complètement et assez rapidement des

échantillons. Par exemple, dans l'échantillon associé au seuil de 90 %, seuls 12 % des prix relevés pour le produit « zinc » sont encore présents. Or il est très probable que ce type de biens qui a subi très peu de transformation soit sensible aux chocs d'offre et doive ainsi changer réellement tous les mois. Nous supposons que pour les produits pour lesquels plus de 90 % des relevés ont disparu de l'échantillon final, leurs prix sont correctement relevés et qu'ils sont modifiés très souvent. C'est le cas des produits pétroliers, de certains métaux très peu transformés ou de biens de consommation alimentaire.

Plusieurs indicateurs sont construits permettant de mesurer si les deux critères retenus (bonne représentativité et faible taux de « prix moyens ») sont remplis. Pour le premier critère, l'indicateur est le taux de relevés de prix toujours présents dans l'échantillon par rapport à la base totale initiale. Pour le second critère deux indicateurs sont construits. Le premier est la proportion globale de prix codés par l'Insee comme « moyens » contenus dans l'échantillon. C'est une mesure de l'erreur de première espèce : certains prix sont considérés par notre procédure comme des prix de transaction, alors que ce sont en réalité des prix moyens. Le deuxième indicateur est la proportion de prix codés « prix de transaction » conservés dans l'échantillon. Cet indicateur est une mesure de l'erreur de deuxième espèce de la sélection, certains prix sont éliminés au cours de notre procédure comme considérés comme des prix moyens alors que ce sont en réalité des prix de transaction.

La proportion de prix moyens diminue sensiblement à mesure que le seuil diminue, il semble atteindre un palier à partir du seuil de 70 % et ne diminue plus que faiblement ensuite. La proportion de prix de transaction diminue quant à elle faiblement à mesure que le seuil diminue jusqu'à descendre légèrement en dessous de 95 % pour le seuil «  $c = 70\%$  ». C'est ce dernier seuil qui est retenu pour définir un échantillon contenant le plus probablement le plus grand nombre de prix de transaction – donc le plus riche en informations sur les trajectoires individuelles de prix. En outre, à ce seuil, le degré de représentativité de la base totale est encore relativement bon puisque l'échantillon contient un peu de plus de 55 % des produits et plus de 50 % dans la plupart des secteurs industriels.